# pesquisa e planejamento econômico

volume 13 • dezembro 1983 • número 3



**Nota do Corpo Editorial** ........ 673

**Inovação tecnológica e ciclos de Kondratiev** — Nathan Rosenberg e Claudio R. Frischtak ........ 675

**Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo** — Helson C. Braga e Ricardo A. Markwald .. 707

**O regime de** drawback **nas exportações de manufaturados e a balança comercial do Brasil** — Alberto Roque Musalem ........ 745

**Os salários na indústria brasileira: um estudo sobre diferenciação** — José Cláudio Ferreira da Silva ...... 763

**Variações de demanda, estrutura de custos e margem bruta de lucros no Brasil: 1974/81** — José Marcio Camargo e Elena Landau ........ 805

**Instabilidade da renda e estabilização de preços agrícolas** — Fernando Homem de Melo ........ 829

**Perspectivas sobre pobreza e desigualdade de renda no Brasil** — David Denslow, Jr. e William G. Tyler .. 863

**A progressividade do IRPF e o seu efeito redistributivo** — José W. Rossi ........ 905

**O problema da agregação de capital: uma crítica ao modelo de inovações induzidas de Hayami e Ruttan** — Fernando Maida Dall'Acqua ........ 921

**Emprego e relações de trabalho na agricultura brasileira: uma análise dos dados censitários de 1960, 1970 e 1975 — notas adicionais** — José Graziano da Silva e Angela A. Kageyama ........ 945

**Labor markets and inequitable growth: the case of authoritarian capitalism in Brazil**, de Samuel A. Morley (Resenha) — Eliana A. Cardoso ........ 949

**Appropriate or underdeveloped technology?**, de Arghiri Emmanuel (Resenha) — Roy Gilbert ........ 955



revista do
INSTITUTO DE PLANEJAMENTO ECONÔMICO E SOCIAL

# pesquisa e planejamento econômico

revista quadrimestral do
ipea instituto de planejamento econômico e social



Toda a correspondência para a revista deverá ser endereçada a PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO — IPEA — Av. Presidente Antônio Carlos, 51 — 13.º andar — CEP 20.020 — Rio de Janeiro — RJ.

O INSTITUTO DE PLANEJAMENTO ECONÔMICO E SOCIAL — IPEA, Fundação vinculada à Secretaria de Planejamento da Presidência da República, tem por atribuições principais:

I — auxiliar a Secretaria de Planejamento na elaboração dos programas globais de governo e na coordenação do sistema nacional de planejamento;

II — auxiliar a Secretaria de Planejamento na articulação entre a programação do Governo e os orçamentos anuais e plurianuais;

III — promover atividades de pesquisa aplicada nas áreas econômica e social;

IV — promover atividades de treinamento para o planejamento e a pesquisa aplicada.

O IPEA compreende um Instituto de Pesquisas (INPES), um Instituto de Planejamento (IPLAN), um Instituto de Programação e Orçamento (INOR) e o Centro de Treinamento para o Desenvolvimento Econômico (CENDEC). Fazem parte do IPLAN três Coordenadorias: Planejamento Geral, Setorial e Regional, além do Centro Nacional de Recursos Humanos.

# pesquisa e planejamento econômico

volume 13 • dezembro 1983 • número 3

## *Nota do Corpo Editorial*

*A Editoria da Revista* Pesquisa e Planejamento Econômico *registra a seguir, com o merecido destaque, a relação dos membros da comunidade acadêmica brasileira que, na condição de* referees, *colaboraram em 1983 para a preservação da qualidade desta publicação:*

*Adroaldo Moura da Silva, Alberto Roque Musalem, Alkimar Moura, Andrea S. Calabi, André Lara Resende, Anna Luiza Ozorio de Almeida, Antônio Edmundo L. M. de Rezende, Antônio Maria da Silveira, Carlos Crusius, Carlos Mussi, Celso Cruz, Charles Curt Mueller, David E. Goodman, Dercio Garcia Munhoz, Dorothea F. F. Werneck, Edmar Bacha, Eduardo Augusto Guimarães, Eduardo Marco Modiano, Eliana A. Cardoso, Flavio R. Versiani, Gervásio Castro de Rezende, Hamilton Carvalho Tolosa, Helson C. Braga, Jane Maria P. Souto de Oliveira, João Luis Máscolo, João Saboia, Joaquim Pinto de Andrade, Jorge Migliogli, Jorge Vianna Monteiro, José Marcio Camargo, José Roberto Mendonça de Barros, José Tavares de Araújo Jr., José W. Rossi, Juan Carlos Lerda, Juarez Rizzieri,*

*Leo da Rocha Ferreira, Luis Carlos P. J. Boluda, Marcelo Lara Resende, Maria Beatriz David, Maurício Barata de Paula Pinto, Milton da Mata, Milton Pereira de Assis, Otávio Alves Velho, Paulo de Tarso Almeida Paiva, Paulo Vieira da Cunha, Pedro Sampaio Malan, Persio Arida, Raul Ekerman, Reinaldo Gonçalves, Ricardo Paes de Barros, Ricardo Varsano, Rodolfo Hoffmann, Rogério L. F. Werneck, Sergio Abranches, Sulamis Dain, Thompson Almeida Andrade, Wanderley Guilherme dos Santos, Wilson Suzigan, Winston Fritsch, Yoni Sampaio.*

# Inovação tecnológica e ciclos de Kondratiev *

NATHAN ROSENBERG **
CLAUDIO R. FRISCHTAK **

*O trabalho reexamina a tese schumpeteriana de que inovações tecnológicas estariam na base dos ciclos de Kondratiev, pondo em dúvida a validade histórica desta explicação. Nem Schumpeter nem seus seguidores conseguiram demonstrar que: a) o processo inovador teria precedência causal em relação à decisão de investimento; b) a adoção de novas tecnologias e a exclusão de outras seriam feitas em consonância com a duração das fases do ciclo de Kondratiev; c) os padrões de difusão tecnológica e ligação intersetorial levariam a variações nas taxas de crescimento agregado, de modo a prover os ciclos longos de suficiente amplitude; e d) tais movimentos seriam de natureza recorrente, seja devido ao caráter cíclico da introdução de grupos de inovações, seja pela existência de um mecanismo endógeno ao sistema econômico, que recriaria as condições de ocorrência do ciclo de Kondratiev.*

## 1 — Introdução

Ninguém que tenha examinado a dinâmica das economias capitalistas no decorrer de longos períodos históricos pode duvidar de que elas experimentam significativas variações no seu desempenho agregado. A questão que se levanta neste trabalho é se estas variações de longo prazo são mais do que o efeito de uma soma de eventos aleatórios, exibindo um padrão de comportamento no tempo suficientemente regular de modo a serem denominadas de "ondas longas". Em anos recentes ressurgiu o interesse sobre tais movimentos de

* Os autores desejam agradecer a Moses Abramovitz, Paul David, Albert Fishlow, Donald Harris e Sidney Winter por comentários e críticas relevantes.

** Da Universidade de Stanford.

longo prazo, dado que sua existência poderia oferecer uma explicação coerente para o fraco desempenho de economias capitalistas ao longo da última década.[1] Este interesse renovado também reflete a procura de caminhos alternativos que expliquem a natureza desequilibrada dos processos de crescimento das economias capitalistas maduras que não são captados pelo paradigma de Solow-Swan, já que este se refere à dinâmica de equilíbrio e estados de repouso em representações de um, dois ou mais setores da economia.

O estudo de ciclos econômicos de longa duração concentrou a atenção, inicialmente, tanto de escritores marxistas como de não-marxistas ao final do século passado.[2] Porém, foi o trabalho de Kondratiev (1925) que constituiu a primeira tentativa sistemática para confirmar tais movimentos com dados que incluíam não somente séries de preços, juros e salários, mas também comércio exterior, produção industrial e consumo para a França, Grã-Bretanha e (em menor medida) Estados Unidos. Kondratiev concluiu que os dados sugeriam a existência de ciclos longos com uma duração média de 50 anos, observáveis a partir de fins do século XVIII. Entretanto, ao formular a possibilidade de ciclos longos, Kondratiev (1979, p. 520) expressou-se com muito cuidado, chamando atenção para o fato de que a evidência histórica disponível continha menos de três ciclos completos e também dada a qualidade das séries de produção antes de 1850.

A hipótese de Kondratiev permitiu a emergência de duas linhas distintas de pesquisa histórica, uma centrada em torno da noção de um ciclo de preços (ou de juros) e outra tomando as chamadas ondas longas como um fenômeno expresso em termos reais. Entendidas como ciclo de preços, as ondas longas são alternativamente interpretadas como produto de forças reais ou monetárias, enquanto que, tomadas como flutuações em quantidades reais, tais evoluções

1 É interessante notar, entretanto, que o pobre desempenho econômico na última década não esteve confinado às economias capitalistas, tendo-se transmitido aos países socialistas do Leste europeu.

2 Entre aqueles que expressaram alguma confiança na existência de ondas longas estão Jevons (1884), Wicksell (1898), Helphand (1901), Cassel (1918), Van Gelderen (1913) e Wolff (1924). Para uma excelente bibliografia comentada sobre ondas longas, ver Barr (1979).

são vistas como efeito do processo de acumulação de capital, tal como em Kondratiev,[3] ou de inovação tecnológica, como na tradição schumpeteriana.

Este trabalho não é uma tentativa de examinar a evidência histórica dos ciclos longos. Nós, de fato, a examinamos e concluímos que ela não é convincente. Embora os dados históricos pudessem, de forma concebível, emprestar alguma plausibilidade à noção de ciclos longos em preços, nós permanecemos, no presente, descrentes do caso que tem sido feito até agora para a presença destes ciclos em fenômenos reais — isto é, em termos de produção ou emprego (ainda mais que, mesmo com respeito aos preços, é improvável a existência de um ciclo longo durante o curso ascendente nos preços absolutos nesta última metade de século, apesar de mudanças drásticas nos termos de intercâmbio entre bens industriais e produtos primários).[4]

3 Como Kondratiev notou, quando discutia a causalidade de tais movimentos de longo prazo, "... a base material dos ciclos longos é o desgaste, substituição e expansão de bens de capital fixo que exigem um longo período de tempo e enormes gastos para serem produzidos. A substituição e expansão destes bens não se produzem suavemente, mas sim em saltos, outra expressão dos quais são as ondas longas da conjuntura ...' O período de produção crescente de bens de capital corresponde à fase de expansão ... reciprocamente, a desaceleração deste processo causa um movimento de elementos econômicos em direção ao nível de equilíbrio ou abaixo dele. Deve ser enfatizado que o nível de equilíbrio muda, no processo de flutuações cíclicas, e desloca-se, via de regra, para um nível mais alto". Kondratiev e Oparin (1928, pp. 60-1), como citado por Day (1976, p. 76) e Garvy (1943, p. 208).

4 David e Solar (1977), na sua cuidadosa revisão das mudanças do custo de vida nos Estados Unidos para o período 1774/1974, identificaram de fato ciclos longos nas taxas de mudança de preços para o consumidor, com periodicidade variando de 36 a 60 anos. Entretanto, eles não encontraram qualquer contrapartida em termos reais para esses ciclos, aos quais atribuem como causa as guerras e as descobertas de ouro. De forma similar, Van Ewijk (1982), após empregar testes baseados em análise espectral para séries de preço e volume da Grã-Bretanha, França, Alemanha e Estados Unidos, confirma apenas a existência de ciclos longos em preços, porém não em volume. Em trabalho anterior, Van Ewijk (1981) também apresenta argumento empírico razoavelmente robusto contra a noção de ondas longas como um fenômeno em variáveis "reais". Para o trabalho que melhor articula empiricamente a existência de ondas longas de produção, ver Van Duijn (1983).

O que oferecemos aqui é uma tentativa de examinar a lógica econômica do conceito de ondas longas. Mais especificamente, perguntamos: que condições devem ser satisfeitas a fim de que o processo de inovação tecnológica gere ciclos longos no crescimento econômico de periodicidade postulada por Kondratiev e seus discípulos? Surpreendentemente, em vista do grau de interesse atual sobre o assunto, esta questão é raramente confrontada por defensores de ondas longas com suficiente rigor analítico. De fato, uma adequada ou mesmo plausível teoria de ciclos longos, baseada principalmente em determinantes tecnológicos, não existe presentemente, apesar de a *crença* em tais ciclos ser disseminada.[5] É nossa opinião que uma tal teoria, que pudesse dar conta da presença de ciclos longos em alguma variável econômica real, teria de satisfazer um conjunto de exigências logicamente interdependentes. Discutimos estas exigências sob as quatro categorias de causalidade, sincronização no tempo, repercussões macroeconômicas e periodicidade.

## 2 — Causalidade

A primeira das exigências para uma teoria tecnológica de ciclos longos é uma clara especificação de causalidade entre os fatores associados a este fenômeno. Kondratiev insistia em que o capitalismo tinha os seus próprios mecanismos de regulação interna, e considerava o ritmo do ciclo longo como uma expressão destas forças. Os ciclos longos, como os chama Kondratiev (1979, p. 543), "... emergem de causas que são inerentes à essência da economia capitalista". O comportamento cíclico da economia capitalista, por sua vez, confirma as condições que são favoráveis à inovação tecnológica. Neste sentido específico, as atividades tecnológicas situam-se na posição de variáveis dependentes cujo volume e sincronização no tempo são determinados

[5] Ver, por exemplo, Freeman *et alii* (1982), que está entre os melhores trabalhos contemporâneos sobre ondas longas, Van Duijn (1981 e 1983) e Mensch (1979).

por aquelas forças que condicionam o ritmo de desenvolvimento capitalista.[6]

Além disso, Kondratiev vê uma grande variedade de fenômenos econômicos e sociais como sendo endogenamente condicionados — não somente a inovação tecnológica, mas também as guerras, as descobertas de ouro e a entrada de novas regiões geográficas no vínculo mercantil com as economias capitalistas. Embora permaneça verdade que Kondratiev vê a mudança tecnológica como exercendo uma influência importante no curso do desenvolvimento destas economias, o ponto essencial, porém, é que estas mudanças são vistas como resposta a forças endógenas do capitalismo.[7]

6 O principal crítico acadêmico de Kondratiev foi Oparin, ainda que tivesse sido Trotsky quem estabeleceu os termos de boa parte do debate russo sobre as perspectivas da economia mundial. Trotsky afirma já em 1923 que "... para estes intervalos longos (de 50 anos) da curva capitalista, que o professor Kondratiev precipitadamente propõe chamar também de *ciclos*, seu caráter e duração são determinados não pelo jogo interno de forças capitalistas, mas sim pelas condições externas nas quais ocorre o desenvolvimento capitalista. A absorção de novos continentes e países pelo capitalismo, a descoberta de novos recursos naturais e, adicionalmente, fatores significativos de uma ordem 'superestrutural', como guerras e revoluções, determinam o caráter e a alteração de épocas de expansão, estagnação e declínio no desenvolvimento capitalista" — citado por Day (1976, p. 71). Está implícita aqui a idéia de que a distintos fatores de geração do crescimento econômico estão associadas diferentes fases do capitalismo. Assim, as ondas longas, se observáveis, iriam ou ser produto de fenômenos extraeconômicos ou de impulsos econômicos não sistemáticos (ou não recorrentes). Esta concepção parece estar na raiz da crítica dirigida a Kondratiev por seus colegas russos, que acreditavam que a noção marxista de evolução excluiria a possibilidade de reprodução contínua de um modo de produção sem sua transformação qualitativa ao longo do tempo. A essência do argumento de tais críticos é que a dimensão qualitativa *domina* a quantitativa, uma proposição que nos levaria a olhar cada onda longa na sua singularidade, o que seria claramente incompatível com a idéia de um padrão recorrente para ciclos de longa duração.

7 Podemos acrescentar que, apesar das diferenças substanciais entre eles, alguns dos defensores atuais dos ciclos longos — Rostow (1975 e 1978), Mandel (1975 e 1981) e Forrester (1977 e 1981) — parecem concordar com a opinião de Kondratiev de que as inovações são, de alguma forma, disciplinadas e estruturadas por tais movimentos de longo prazo. Como propôs Forrester (1981, p. 328):

Schumpeter foi o principal e o mais influente articulista da opinião contrária — de que os ciclos longos são causados pelo processo de inovação. De fato, as idéias de Kondratiev foram trazidas à atenção dos economistas de língua inglesa primeiramente através do tratado de Schumpeter sobre ciclos econômicos, embora este autor sublinhasse um sentido de causalidade que contrastava com o de Kondratiev. Além disso, é a variante schumpeteriana da hipótese de ciclos longos, enfatizando o papel propulsor das inovações, que comanda hoje atenção mais ampla.

Na opinião de Schumpeter, a inovação tecnológica está no centro tanto da instabilidade cíclica como do crescimento econômico, com a direção de causalidade movendo-se claramente de flutuações em inovação para flutuações em investimento e daí aos ciclos de crescimento.[8] Além disso, Schumpeter vê as inovações agrupando-se em

"Acredito que a onda longa influencie significativamente o clima para a inovação ... mas não vejo a inovação como causadora da onda longa ... ao contrário, vejo a onda longa comprimindo a mudança tecnológica dentro de certos intervalos de tempo e alterando as oportunidades para a inovação". De modo similar, Mandel (1981, p. 334) também nega que "as inovações criem mais ou menos automaticamente uma onda longa expansiva". Apesar de utilizar-se regularmente de termos tais como "kondratievs" e "ciclos longos", Rostow não tem o interesse centrado em movimentos agregados. O seu foco é consistentemente setorial, especialmente nas mudanças da composição do investimento. Sua ênfase está nas mudanças setoriais dos preços *relativos* entre agricultura e matérias-primas, por um lado, e produção industrial, por outro, mudanças estas que exibem um padrão de ciclo longo. Tais alterações nos termos de troca influenciam, obviamente, as taxas de lucro setoriais e, logo, os padrões de alocação de capital. Adicionalmente, Rostow rejeita a ênfase na inovação como o determinante principal das oscilações de preços, tanto agregada quanto setorialmente. É de se notar que Lewis (1978) é mais restrito no seu argumento sobre a existência de ciclos de preço, na medida em que examina somente o período 1870/1913. Além disso, para Lewis (e contrariamente a Rostow), o ciclo de Kondratiev apresenta-se principalmente em preços *absolutos*, os quais seriam "acompanhados por" mudanças nos termos de intercâmbio entre agricultura e indústria (p. 27).

[8] Obviamente, a definição de inovação dada por Schumpeter foi muito mais ampla do que seu simples componente tecnológico, mas este ponto não é explorado aqui pelo fato de sua hipótese de onda longa ser baseada no aspecto tecnológico do processo de inovação. Ignoramos também a mudança conside rá-

torno de certos pontos no tempo — períodos aos quais ele se referia como "vizinhanças de equilíbrio", quando a percepção empresarial de risco e retorno justificava empenhos inovadores.[9] Estes grupos de inovações, por sua vez, levam aos ciclos longos pela geração de períodos de aceleração (e eventual desaceleração) nas taxas de crescimento agregado.[10] A razão *por que* as inovações concentram-se no tempo é obviamente crucial para uma teoria dos ciclos longos (iremos, portanto, retornar a esta questão brevemente). Mas é essencial enfatizar que, para se propor que a mudança tecnológica está na raiz do ciclo longo, precisa-se demonstrar que: a) as mudanças

vel na ênfase que apareceu na obra de Schumpeter (1942), que tendia a ver a inovação tecnológica de modo mais endógeno do que a opinião expressa no seu trabalho anterior [cf. Schumpeter (1939)].

9 Em que medida a inovação pode ser reduzida a um cálculo racional, baseado nas condições de mercado, é, sem dúvida, uma questão complexa. Schumpeter costumava enfatizar o papel da liderança social do empresário, especialmente o seu desejo de dar saltos em direção ao desconhecido e de empreender compromissos que possivelmente não podem estar sujeitos aos cálculos comuns de tomada de decisões de negócios. Assim, para Schumpeter (1939, Vol. I, p. 328), a construção da vasta ferrovia do oeste da América significou "... construir na frente da demanda, no sentido mais arrojado da expressão, e todos o entenderam assim. Os *deficits* operacionais para o período eram impossíveis de se estimar com qualquer acuidade, e faziam parte dos dados do problema". Esta opinião foi questionada por Fishlow (1965, Cap. 4), que argumentou que o padrão de expansão de ferrovias no meio-oeste americano, anterior à guerra da secessão, é melhor entendido em termos de uma resposta às oportunidades existentes de lucro — o que é confirmado pelo fato de que as empresas ferroviárias lucraram, desde o começo, a uma taxa comparável com qualquer outro setor da economia.

10 Note-se que, no complexo tratamento que Schumpeter dá aos ciclos de Kondratiev, as ligações entre grupos de inovações e as fases do ciclo são mediadas pela variabilidade do grau em que os métodos de produção são de natureza indireta (na medida em que o tempo é essencial para a construção de novas estruturas e equipamentos) e pelas defasagens de gestação e absorção relacionadas à introdução de inovações no sistema econômico. Ademais, o esquema schumpeteriano implica que a produção de bens de consumo expande-se principalmente na recessão e recuperação, enquanto a produção de bens de produção o faz na recuperação e na prosperidade, de modo que a produção total aumenta em todas as fases do ciclo. Por outro lado, o nível de preço aumenta nas fases de prosperidade e cai na recessão.

na taxa de inovação governam as variações na taxa de investimento; e b) o impacto combinado de grupos de inovações adquire a forma de flutuações nas taxas agregadas de produção ou emprego.

Tais nexos causais não foram demonstrados na literatura neo-schumpeteriana. Vejamos o trabalho de Freeman *et alii* (1982), que temos como o melhor estudo sobre ondas longas naquela perspectiva. As condições que levam ao agrupamento e difusão de inovações básicas e mutuamente relacionadas, e que poderiam estar por detrás da fase de expansão de uma onda longa, são especificadas de forma pouco precisa. Os autores enfatizam "o papel dos avanços nas ciências básicas e das mudanças sociais, administrativas e organizacionais em deflagrar e facilitar grupos de invenções e inovações básicas" (p. X); "a fase da onda longa, avanços críticos na tecnologia" e suas "trajetórias naturais" como influência nos processos de agrupamento (p. 64); "ligações científicas, técnicas e econômicas" entre constelações de inovações amplamente adaptáveis (p. 64); e "uma mudança social que permita o mercado crescer rapidamente ou serem captados e investidos grandes volumes de capital" (p. 65).

Apesar desta longa lista de possíveis influências, não nos é deixado conhecer exatamente quais são as mudanças necessárias e suficientes que poderiam trazer uma rápida difusão de certo número de inovações básicas. Em outras palavras, não há um conjunto bem especificado de elementos que elucide a direção de causalidade entre as inovações básicas, o "nível geral de lucratividade e expectativas econômicas" e a difusão destas inovações sob a forma de uma grande quantidade de novos produtos e processos. De modo mais geral, não se encontra na literatura neo-schumpeteriana um tratamento não ambíguo de causalidade que estabeleça a precedência do processo de agrupamento de inovações sobre os gastos de investimento e os movimentos agregados da economia.

## 3 — Sincronização no tempo (*timing*)

O processo de inovação tecnológica envolve relações extremamente complexas entre um conjunto de variáveis-chave — invenções, inova-

ções, trajetórias de difusão e atividades de investimento. O impacto da inovação tecnológica sobre a produção é mediado através de uma sucessão de conexões que ainda têm que ser sistematicamente exploradas no contexto de ondas longas. Especificamente, as maneiras pelas quais as várias forças econômicas e tecnológicas podem influenciar a defasagem entre invenção e inovação, como também a velocidade do processo de difusão e o impacto no crescimento econômico, são insuficientemente apreciadas. [11] Uma teoria tecnológica de ciclos longos precisa demonstrar que estas variáveis interagem de uma maneira compatível com as exigências de sincronização no tempo peculiares a estes ciclos. [12]

Não basta argumentar que a introdução de novas tecnologias gera instabilidade cíclica. É necessário demonstrar por que a inovação tecnológica leva a ciclos com duração de quatro e meia a seis décadas, e longos períodos de expansão seguindo-se a períodos similares de estagnação. [13] Obviamente, a responsabilidade de estabelecer tal conexão é dos proponentes da teoria dos ciclos longos. Nós, portanto, limitamo-nos aqui a um breve inventário de fatores estratégicos que poderiam determinar o período de tempo exigido para a introdução de novas tecnologias e seu pleno impacto sobre a produção agregada. Em particular, a existência de ondas longas supõe um período apropriado de difusão, o espaçamento (não-superposição) de tecnologias substitutas e a agregação de inovações complementares e dissociadas.

11 Parcialmente por esta razão, normalmente se atribui tanta importância à especificação do ano no qual se considera como tendo ocorrido a invenção. Alguns destes pontos são tratados em Rosenberg (1976, Cap. 11).

12 É interessante notar que, apesar de Schumpeter ter popularizado a noção dos ciclos longos no seu esquema de três ciclos, ele foi, entretanto, cuidadoso em afirmar que sua própria teoria não exigia ciclos da duração postulada por Kondratiev: "Não se pode por demais enfatizar que o esquema de três ciclos não decorre de nosso modelo — apesar de que a multiplicidade de ciclos o faz — e que a sua aprovação ou objeção não adiciona nem reduz o valor de nossa idéia fundamental, que funcionaria tão bem ou tão mal com muitos outros esquemas deste tipo" [Schumpeter (1939, pp. 169-70)].

13 Nesta discussão, examinamos o caso de uma economia fechada e, conseqüentemente, ignoramos as dificuldades adicionais que sobrevinham da transmissão internacional dos ciclos longos.

As invenções são tipicamente muito primitivas na sua gênese. O seu desempenho é normalmente pobre, quando comparado às tecnologias alternativas existentes e também ao seu desempenho futuro. Além disso, o custo de produção neste estágio inicial é provavelmente muito alto — em alguns casos, uma tecnologia de produção pode simplesmente ainda não existir, como é freqüentemente observado na maior parte das invenções químicas (nailon, raiom). Assim, a velocidade com a qual as invenções são transformadas em inovações e, conseqüentemente, difundidas dependerá da trajetória real *e* esperada da melhoria de seu desempenho e das reduções de custo.

Em primeiro lugar, este processo torna-se mais complexo pelo fato de que nos estágios iniciais, quando o desempenho é ainda muito modesto e os custos de produção são altos, mesmo as melhorias que levam a reduções significativas nestes podem ter um efeito pequeno sobre as taxas de adoção. Quando, por outro lado, o custo do novo produto atinge níveis próximos àqueles que prevalecem sob a tecnologia antiga, *pequenas* reduções adicionais de custo podem levar à sua adoção generalizada. Ou, neste ponto, mudanças relativamente pequenas nos preços de fatores podem alterar o equilíbrio em favor da inovação, dependendo de seu viés para poupar determinado fator de produção. Assim, pode haver um relacionamento não-linear entre o ritmo de introdução de melhorias num produto novo e suas taxas de adoção. Além disso, existe freqüentemente um longo período de gestação no desenvolvimento de uma nova tecnologia, durante o qual melhorias graduais não são exploradas porque os custos da nova tecnologia são ainda excessivos em relação à tecnologia anterior. Entretanto, à medida que se aproxima e se ultrapassa o nível crítico de custos, as taxas de adoção da nova tecnologia tornam-se crescentemente sensíveis à introdução de melhorias adicionais.

Em segundo lugar, como as decisões de inovação e investimento são orientadas em relação ao futuro e, portanto, envolvem inevitavelmente um alto grau de incerteza, as taxas de adoção e de difusão são também moldadas pelos padrões de expectativas, que em certos casos podem levar a um atraso prolongado no que tange à introdução de novas tecnologias. Isto poderia ser o resultado da incerteza relativa ao momento e ao significado de melhorias futuras na tecnologia que

se considera adotar, da disponibilidade esperada de inovações substitutas e das melhorias esperadas e reais ao longo da trajetória antiga.[14] Em particular, tem sido muito comum que pressões competitivas geradas por uma tecnologia nova levem a melhorias substanciais na tecnologia antiga, de forma que a nova estabelece sua superioridade mais lentamente do que na ausência de tais forças.

Note-se, a este respeito, que aumentos significativos na produtividade e no volume de produção podem ocorrer ao longo de períodos relativamente extensos, na medida em que o produto passa por inúmeras modificações menores e por alterações de desenho. A máquina fotográfica, uma inovação de meados do século XIX, experimentou uma difusão notavelmente rápida nos anos posteriores à II Grande Guerra. A máquina de produção de papel Fourdrinier foi patenteada na Inglaterra e na França em 1799, e a primeira manufaturada em 1803. A despeito das inúmeras modificações, seus princípios básicos de operação permanecem os mesmos, e a máquina continua, 180 anos mais tarde, como a tecnologia dominante na manufatura do papel. Melhorias substanciais de produtividade continuam a ser obtidas no interior desta base técnica. Produtos utilizados de forma mais disseminada como o motor a vapor, o motor elétrico ou a máquina-ferramenta experimentaram uma proliferação de mudanças ao serem adaptados às necessidades de numerosos usuários finais. Na medida em que as inovações mais significativas variam relativamente ao período de tempo durante o qual elas permanecem importantes, em parte porque melhorias substanciais comumente ocorrem muito depois da sua introdução, torna-se altamente problemático o exercício de inferir um ciclo longo de Kondratiev a partir de uma inovação particular. Como se pode datar o ciclo longo associado com o motor a vapor? Começando com as invenções seminais de Watt nos anos 1770? O que se sabe sobre o ritmo lento de sua adoção nos fins do século XVIII faz com que isto seja extremamente duvidoso. Mas, adicionalmente, as melhorias associadas com o motor combinado trouxeram enormes incrementos de produtividade, suficientes para

14 Ver Rosenberg (1982, Cap. 5). Para uma análise do impacto da incerteza tecnológica sobre a atividade de investimento, ver Moene (1982, pp. 38-43).

introduzir o motor a vapor em novos e importantes usos — e isto veio um século após a contribuição de Watt. Como se data o impacto do avião? Foi aproximadamente 30 anos depois da primeira realização bem-sucedida dos irmãos Wright em Kitty Hawk que o avião teve um impacto comercial significativo — com a introdução do DC-3 em meados dos anos 30. Mas com a inovação subseqüente do motor a jato, meio século depois do primeiro vôo, o impacto comercial do avião aumentou em pelo menos uma ordem de magnitude.

Pode-se dizer, é claro, que os motores combinado e a jato merecem, cada qual, ser tratados como inovações separadas, com contribuições a ciclos longos distintos. Não há nada de criticável, em princípio, em tal procedimento, se ele puder efetivamente ser empregado para fornecer uma explicação convincente do processo de mudança histórica. [15] Por ora desejamos apenas afirmar que tal ainda não foi feito pelos defensores da noção schumpeteriana de ondas longas.

Em terceiro lugar, a adoção de uma nova tecnologia freqüentemente depende da disponibilidade de insumos complementares ou, em alguns casos, de uma complexa infra-estrutura de apoio. Automóveis pressupõem uma extensa malha de rodovias, postos de gasolina e oficinas de manutenção e reparo. A lâmpada elétrica exigiu um amplo sistema de geração e distribuição de energia elétrica. Raramente novos produtos encaixam-se no sistema social existente sem algum período intermediário de acomodação, durante o qual tais sistemas complementares são estruturados. Isto não significa apenas um pesado compromisso para com a tecnologia estabelecida e uma razão adicional para uma *lenta* mudança inicial em direção à fronteira tecnológica. Também o período exigido para tais acomodações pode variar enormemente de uma inovação para outra.

Mesmo se as inovações mais importantes experimentam trajetórias de difusão apropriadamente longas e de configuração logística, com tecnologias passando por fases de crescimento acelerado e eventualmente esgotando-se, isto não implica necessariamente que a folga

[15] Isto envolve reconhecer que, se insistimos em empregar na análise econômica analogias biológicas, tais como modelos de ciclo de vida, precisamos abrir a possibilidade de rejuvenescimento de indústrias maduras ou senis — qualquer que seja a plausibilidade de uma tal noção no domínio biológico.

na fase declinante de um ciclo individual não possa ser compensada por outras inovações, eliminando assim o impacto de uma longa fase de estagnação "setorial" sobre o desempenho agregado da economia. O que seria ainda necessário para um padrão cíclico de crescimento é que outras importantes inovações substitutas fossem excluídas até que a original tivesse cumprido o seu curso. Sem este mecanismo de espaçamento, inovações parcialmente superpostas poderiam gerar taxas de crescimento uniformes em lugar de ciclos.

Quais as forças tecnológicas que poderiam impor comportamento cíclico ao invés de estabilidade relativa da atividade econômica ao longo de alguma trajetória traçada por uma seqüência de importantes inovações substitutas? Nós já sugerimos três mecanismos que atrasariam a introdução e a adoção generalizada de uma nova tecnologia substituta: um custo diferencial de produção que possa ainda persistir entre a tecnologia antiga e a nova; certos padrões de expectativas tidos em comum por empresários no que diz respeito a melhorias em ambas as tecnologias; e os custos associados com o abandono e a substituição da infra-estrutura comprometida com a tecnologia antiga. Uma possibilidade adicional é que inovações básicas tendem a estabelecer certas trajetórias de avanço no desempenho e de redução no custo (maior número de circuitos num circuito integrado, menos quilos de carvão por kilowatt-hora de eletricidade). Engenheiros e pessoal técnico freqüentemente trabalham com tais noções implícitas. Assim, o conhecimento destas trajetórias pode servir como instrumento que focaliza e fixa a atenção de engenheiros, de modo a obter aperfeiçoamentos que são considerados como disponíveis a partir da estrutura tecnológica existente, ao invés de procurar tecnologias inteiramente novas. Neste sentido, a alocação de recursos para a exploração de energia elétrica pode ter sido retardada por tempo considerável enquanto pareceu haver retornos elevados no aperfeiçoamento da tecnologia de força a vapor, assim como a opção pela energia nuclear somente foi seriamente considerada quando se cristalizou a percepção de que melhorias nas instalações de queima de combustível fóssil estavam-se aproximando da exaustão. De modo similar, o processo de procura que culminou na invenção do transístor iniciou-se com a insatisfação crescente pelas limitações de desempenho do tubo a vácuo.

Adicionalmente, pode-se esperar que estas trajetórias condicionem o sistema educacional e o treinamento de engenheiros e pessoal técnico. As forças inerciais podem reforçar aqui o compromisso com uma tecnologia existente e tornar mais difícil a exploração de novos domínios de possibilidades técnicas. Se tais trajetórias de fato desempenharam um papel importante no espaçamento de inovações é uma hipótese interessante sobre a qual existe, no presente, pouca evidência, mas que pode servir de suporte à noção de ciclos longos.

As razões até agora invocadas para atrasos substanciais na adoção de novas tecnologias, que poderiam produzir longos períodos de estagnação industrial, foram discutidas em conexão com as principais inovações *substitutas*. Devem considerações similares de espaçamento ser estendidas a casos de tecnologias *não associadas*, assim como àquelas de natureza *complementar* que se desenvolvem ao longo de trajetórias diferentes?

No caso de tecnologias não associadas, a resposta, *prima facie*, seria não. Aqui é importante distinguir entre o impacto de inovações que competem com as tecnologias existentes numa dada indústria ou setor e as que não o fazem. Mesmo que se argumente existirem forças separando no tempo inovações no mesmo setor industrial, no sentido de que a chegada de uma nova tecnologia teria de esperar até que os benefícios da trajetória tecnológica prévia tivessem sido largamente exauridos, isto seria de limitada relevância para inovações básicas em *outras* indústrias. O fato de estarmos ainda numa porção altamente produtiva da trajetória do motor a vapor poderia, de modo concebível, nos dizer algo sobre o momento de introdução de inovações substitutas, tais como motores elétricos, mas pouco, ou nada, sobre a introdução de inovações dissociadas e sua subseqüente difusão nas indústrias eletrônica, de fibras sintéticas ou de produtos farmacêuticos.

No entanto, a hipótese do ciclo longo poderia ser consideravelmente reforçada se um grande número de tais inovações tivesse as principais fases de seus ciclos de vida sincronizadas por condições macroeconômicas, ou seja, seu processo de difusão regulado pelas condições existentes nos mercados financeiros, de fatores e de produtos. Se favoráveis, tais condições poderiam levar a um simultâneo

"efeito explosivo" ao longo de várias trajetórias setoriais.[16] O resultado seria uma agregação de inovações do tipo "*M*", a somatória vertical de logísticas setoriais. Seu impacto tomaria a forma de um período de crescimento rápido em várias trajetórias, seguido eventualmente de uma desaceleração.

No caso de tecnologias associadas, uma razão adicional pode ser invocada para a sincronização de diferentes trajetórias de difusão: se ligadas por um sistema de "famílias" de inovações tecnologicamente conexas, compostas por aquelas de natureza complementar, induzida e estreitamente vinculada.[17] Neste caso, interações de umas poucas tecnologias básicas proporcionariam o fundamento para outras mudanças tecnológicas, como numa série expansiva de círculos concêntricos. O agrupamento tecnológico, ou uma agregação do tipo *"T"*, emerge, portanto, quando uma ou um pequeno número de inovações básicas associadas fornecem a base em torno da qual um grande número de aperfeiçoamentos posteriores se posiciona. Vejamos com mais detalhes as razões *tecnológicas* que levam inovações a aparecerem em grupos, e não se distribuírem uniformemente no tempo:

a) Inovações engendram outras inovações se uma infla de modo significativo a taxa de retorno da introdução de outras, levando inovações que são conhecidas como tecnicamente viáveis, mas até então não atraentes do ponto de vista econômico, a serem adotadas. Além disso, existem pressões internas dentro de um sistema tecnológico que servem para proporcionar mecanismos de indução de um tipo dinâmico. A atenção e o esforço de engenheiros são orientados para problemas específicos pela sucessão variável de gargalos que emergem na medida em que a produção se expande. Mais geralmente, uma inovação leva a outras inovações no sentido de que fornece uma *estrutura* que possibilita conceituar, desenhar e trabalhar em várias tecnologias complementares e associadas.[18]

16 O "efeito explosivo" (*bandwagon effect*), de acordo com Schumpeter (1939, p. 100), é observado "... porque primeiramente algumas e depois a maioria (das) firmas seguem no rasto de uma inovação bem-sucedida".

17 Sôbre este último ponto, ver Freeman *et alii* (1982, Cap. 4)

18 Ver Kuznets (1972, pp. 437-8).

b) Inovações implicam investimento, na medida em que produtos e processos novos induzem à produção e atualização de máquinas e equipamentos, e supõem uma disponibilidade de infra-estrutura complementar. Além disso, a recíproca também é verdadeira: o investimento estimula a atividade inventiva e inovadora. É um incentivo para invenções, se estas são entendidas como uma resposta à alteração na intensidade de demanda e na taxa de retorno de suas diferentes categorias.[19] Possivelmente mais significativo, o investimento em infra-estrutura, uma vez realizado, induz à introdução e adoção de inovações que se encaixam no aparato de suporte já existente. Assim que um sistema de distribuição de eletricidade estiver instalado para atender às exigências de iluminação residencial, o tempo necessário para atingir altas taxas de adoção numa variedade de outros bens de consumo duráveis movidos a eletricidade é consideravelmente reduzido.

O agrupamento tecnológico de inovações em torno de diferentes trajetórias de difusão deveria, portanto, ser considerado como corolário do fato de que certas inovações levam a outras inovações *diretamente*, pelo fornecimento de um quadro dentro do qual tecnologias complementares e associadas tornam-se possíveis, e *indiretamente*, seja através de suas ligações com o investimento, ou de conexões para trás com a atividade inventiva.

Até agora, mostramos que:

a) existem forças tecnológicas que podem levar a um comportamento cíclico em certas indústrias, onde inovações básicas viriam a se substituir umas às outras seqüencialmente no tempo;

b) parece também que existem razões de caráter tecnológico para que setores complementares venham experimentar flutuações comuns na atividade econômica (além das evidentes complementaridades técnicas na produção); e

c) existem razões macroeconômicas para que indústrias aparentemente não associadas tenham o ritmo de suas atividades sincronizadas ao longo do tempo.

[19] Ver Schmookler (1966, *passim*).

Porém, a questão básica persiste: o espaçamento e a sincronização entre diferentes trajetórias de difusão, por motivos tecnológicos e macroeconômicos, seriam suficientes para que a economia apresentasse um padrão de ciclo longo no crescimento agregado?

Nossa avaliação é que os modos de argumento a nível estritamente tecnológico, enquanto potencialmente interessantes e merecedores de elaboração adicional, são de utilidade limitada para proporcionarem uma explicação convincente sobre a geração de ondas longas. A existência de ondas longas geradas por mecanismos de natureza tecnológica seria plausível somente se fatores macroeconômicos desempenhassem um papel dominante na sincronização da introdução de inovações. O começo de uma fase de expansão seria, portanto, caracterizado por um estímulo suficientemente grande a partir do processo de agregação *"M"* sobre o grupo *"T"* previamente posicionado. Em outras palavras, na fase inicial dos ciclos de vida da indústria as condições econômicas regulam, em larga medida, o estado de demanda na maioria dos setores, de modo que a introdução de novos produtos e processos tende a não ocorrer, a menos que o meio econômico seja conducente aos aumentos de gastos do consumidor e à atividade de investimento. Por outro lado, uma vez assim ativado, o ciclo longo é obrigado a se separar das oscilações de demanda que seguem as mudanças de curto prazo nas condições macroeconômicas e, ao invés disso, ser regulado pela dinâmica interna dos fatores tecnológicos. Tal autonomia poderia efetivamente ser observada uma vez que as novas indústrias superem sua fase inicial (experimental) e antes de atingirem a maturidade (quando as mudanças na produção estão novamente alinhadas com as de demanda agregada). Neste ponto intermediário, a disseminação de novos produtos e processos apresentaria um mecanismo de auto-sustentação, não somente na medida em que tais inovações tendem a se agrupar num padrão de realimentação e reforço mútuo, mas principalmente porque elas substituem e deslocam produtos e processos antigos. Em suma, elas criam um mercado para si mesmas em relação direta com o âmbito de substituição de bens maduros e pela capacidade de complementar outros produtos.

O efeito desta integração complexa entre fatores que pertencem ao domínio tecnológico e aqueles que são responsáveis por decisões de substituição no consumo e na produção pode levar, na maneira em que nós discutimos previamente, a períodos longos de crescimento e estagnação multissetorial, embora não exista razão para acreditar que produzam ciclos de duração de 45 a 60 anos. O que ainda há de se mostrar é a conexão entre tais fatores e as demandas derivadas e induzidas por capital e por bens de consumo, que seriam no seu conjunto responsáveis pelo impacto do processo de inovação sobre a economia como um todo.

Portanto, para se argumentar efetivamente a favor de um ciclo longo de caráter tecnológico, deve-se satisfazer uma exigência adicional: os grupos (*clusters*) de inovações têm que ocupar uma posição estratégica na economia em termos de ligações para trás e para frente, assunto da próxima seção.

## 4 — Repercussões macroeconômicas

Um passo essencial numa teoria tecnológica de longos ciclos é demonstrar o mecanismo através do qual certas mudanças na tecnologia exercem efeitos *consideráveis* no desempenho do conjunto da economia. A maior parte da literatura atual cita inovações específicas em associação com determinados ciclos históricos, porém sem tentar demonstrar como estas inovações, individualmente ou em grupo, poderiam exercer macroefeitos da dimensão exigida por um ciclo longo. A quantificação precisa, temos de admitir, é uma tarefa impossível não só por causa da natureza evasiva dos relacionamentos, mas também pelas exigências de dados que um tal exercício envolveria. Entretanto, para que o argumento seja persuasivo, ou mesmo plausível, algumas estimativas pelo menos das ordens de magnitude dos efeitos são indispensáveis.

O impacto das inovações tecnológicas no conjunto da economia precisa ser entendido tanto em termos da influência direta das

reduções de custo e da liberação de recursos para usos alternativos, quanto da força das suas ligações para trás e para frente:[20]

a) Estas inovações teriam de estabelecer fortes ligações para trás, em termos de gastos em estruturas, máquinas, equipamentos e matéria-prima, de forma que as exigências decorrentes do investimento inicial levem a decisões adicionais de investimento no setor de bens de produção. Historicamente, esta segunda onda de investimento tem freqüentemente criado uma segunda onda de inovações, mais explicitamente orientada para tecnologias de processo e concentrada naquele setor. Deve-se notar, particularmente, que este último conjunto de inovações tem freqüentemente levado a aumentos de produtividade em setores afastados do *locus* específico em que se originou a atividade inovadora.

b) O impacto de inovações dependerá também da força de suas ligações para frente, que poderiam tomar a forma de uma redução no preço dos produtos nos quais a inovação entra como insumo, levando a uma expansão dos seus mercados e, portanto, também a uma aceleração da taxa de acumulação de capital, crescimento da produção e progresso técnico nestas indústrias. Estas respostas induzidas dependeriam do número de indústrias nas quais a inovação entra como insumo, das possibilidades de que venha a substituir outros insumos, da proporção dos custos totais que lhe cabem e da extensão das reduções de custo que ela acarreta sobre o produto.[21] Porém, mais importante, as inovações podem induzir à criação e difusão de *novos* produtos e processos que, por sua vez, levariam à adoção generalizada da inovação original (o microprocessador é um exemplo recente). Alternativamente, o impacto dependerá da medida em que a inovação inicial prove estar no centro de importantes

20 Menção também deve ser feita aos chamados "efeitos laterais" provenientes de inovações básicas e dos setores líderes que lhes correspondem. Esses efeitos, não detalhados aqui, tomariam a forma de: "infra-estrutura urbana; instituições financeiras e de comércio; e atividades de construção civil e serviços necessários para satisfazer as demandas daqueles empregados na nova estrutura industrial". Ver Rostow (1963, pp. 6-7).

21 Ver, a este respeito, Fishlow (1965), que é uma tentativa rigorosa e imaginativa de medir o impacto de uma única inovação no conjunto da economia.

"trajetórias naturais" (como o motor elétrico relativamente ao processo de eletrificação) ou, mais geralmente, em setores-chave da economia, tais como energia e transporte.

É, portanto, a localização estratégica que as inovações ocupam na economia, em termos de geração de investimento e indução de mudanças tecnológicas ulteriores, que nos pode indicar as possibilidades de levar a um tipo de crescimento que se conforma ao ciclo longo.[22] Mas isto é particularmente difícil de se determinar, pois é característico que a inovação tecnológica conduza e seja acompanhada de novos padrões de especialização tanto pela firma como pela indústria, sendo portanto impossível compartimentalizar suas conseqüências dentro dos limites marshallianos convencionais de fronteira setorial, ou ler seu impacto diretamente de uma matriz de insumo-produto.[23]

Os caminhos pelos quais as inovações oriundas de uma indústria constituem fontes de progresso tecnológico e crescimento de produtividade em outras indústrias desafiam uma fácil sintetização ou classificação. Em alguns casos, conexões relativamente estáveis emergiram entre uma industria e seu fornecedor de bens de capital, e isto foi de importância decisiva para a taxa e direção do progresso técnico naquela indústria, como mostra a experiência de pós-guerra dos produtores americanos de alumínio. Em várias ocasiões a disponibilidade de metais novos e superiores, ou novas ligas, possibilitou em grande medida a realização de melhorias de desempenho e de produtividade para um número considerável de indústrias, como ferrovias, máquinas-ferramenta, geração de energia elétrica, motores a jato, entre outras.

[22] O impacto econômico das inovações schumpeterianas que "fazem época" seria presumivelmente dependente das suas implicações espaciais, com consideráveis mudanças demográficas desencadeadas por tais inovações sendo acompanhadas por construção em grande escala e outras atividades subsidiárias. Deveria ainda ser demonstrado, é claro, por que tal processo levaria aos ciclos de periodicidade postulados por Kondratiev, ao invés de, por exemplo, a outros muito menores, tal como o postulado por Kuznets para o período anterior à I Grande Guerra.

[23] A análise de insumo-produto, entretanto, pode ser extremamente útil na estimativa de algumas das magnitudes relevantes. A discussão que se segue apóia-se, em parte, em Rosenberg (1982, Cap. 3).

Freqüentemente, uma inovação de fora do setor não somente leva a uma redução de preço, mas também possibilita o aparecimento de produtos ou processos novos ou drasticamente melhorados. Em tais circunstâncias, torna-se extremamente difícil sugerir medidas razoáveis do impacto de inovações desta natureza, pois que conduzem a oportunidades econômicas anteriormente inexistentes e tornam-se a base para expansão de outros setores industriais. Neste século a indústria química tem exercido um efeito maciço sobre a indústria têxtil (tida como "madura") através da introdução de uma classe de materiais inteiramente nova — fibras sintéticas. O progresso técnico da indústria química cumpriu uma função similar no caso da indústria elétrica, onde desempenhou um papel crítico através da provisão de materiais refratários, isolantes, lubrificantes e de revestimento, além de prover metais de alto grau de pureza para uso em condutores. Porém, os efeitos das inovações da indústria química tiveram uma visibilidade relativamente limitada por causa da natureza intermediária da maior parte dos seus produtos.

Em suma, o fluxo interindustrial de novos materiais, componentes e equipamentos podem gerar melhorias generalizadas do produto e redução de custo em toda a economia. Isto foi no passado claramente o caso entre um pequeno grupo de indústrias de bens de produção — máquinas-ferramenta, produtos químicos, equipamento elétrico e eletrônico. Os compradores de tais bens experimentaram consideráveis melhorias em produtos e processos sem necessariamente efetuar qualquer despesa com pesquisa e desenvolvimento. Tal fluxo interindustrial de tecnologia é uma das características das sociedades capitalistas avançadas, onde inovações que fluem de umas poucas indústrias podem ser responsáveis por um impacto desproporcional no progresso técnico, melhoria da produtividade e crescimento da produção. É certamente concebível que a mudança tecnológica gere ciclos longos através de tais fluxos interindustriais e seus conseqüentes efeitos macroeconômicos. Porém, dadas as dificuldades de conhecer a natureza dos benefícios que fluem de cada inovação, e para onde exatamente dentro da estrutura econômica estes benefícios eventualmente afluem, isto pode no máximo ser visto como uma hipótese não testada até que tentativas sistemáticas de quantificação tenham sido empreendidas.

## 5 — Periodicidade

A exigência final para uma teoria de ondas longas baseadas em inovações tecnológicas envolve uma demonstração do caráter cíclico ou recorrente dos chamados "kondratievs". De fato, não é suficiente mostrar que a direção de causalidade parte da inovação para o investimento; que os fatores econômicos e tecnológicos que determinam a adoção de novas tecnologias o fazem de maneira compatível com as exigências rigorosas de sincronização no tempo de um ciclo de Kondratiev; e que os padrões de difusão e de ligação interindustrial destas tecnologias envolvem uma amplitude tal que os ciclos longos são percebidos através de considerável variação nas taxas de crescimento agregado. Se o argumento pretende ser logicamente completo, há de se demonstrar também que as ondas se repetem ao longo do tempo, seja porque os fatores de geração sob a forma de grupos de inovações são eles próprios cíclicos (ou pelo menos recorrem com uma certa regularidade), ou porque existe um mecanismo endógeno ao sistema econômico que necessária e regularmente traz uma sucessão de pontos de inflexão.

Quais são as condições sob as quais os ciclos longos tornam-se uma necessidade histórica, no sentido de que existem razões estruturais para que uma onda longa siga outra?: a) a disponibilidade de uma oferta elástica de invenções num momento em que as combinações risco-retorno aparecem propícias para inovações; b) a formação de um grupo de inovações ao início da fase de expansão do ciclo, isto é, um conjunto tecnologicamente denso que passa por um processo rápido de difusão sob condições macroeconômicas favoráveis; c) a chegada a um ponto de inflexão superior do ciclo, tanto devido à crescente instabilidade macroeconômica como a forças que impedem a introdução de tecnologias substitutas; e d) o retorno da economia a um terreno tecnologicamente fértil, depois de um período de tempo apropriadamente longo, durante o qual as antigas trajetórias foram largamente exauridas e as novas não utilizadas.

Este esquema traz numerosos problemas. É difícil demonstrar que os kondratievs são regulados por mecanismos estritamente internos e que, no passado, fatores exógenos tiveram somente um efeito marginal sobre tais movimentos de longo prazo. Pode-se, de fato,

construir um argumento plausível de que a periodicidade dos grupos de inovação tem sido mais fruto de *acidentes históricos* do que de flutuações endogenamente geradas na taxa de inovação.[24] Além disso, nossa discussão anterior sobre sincronização no tempo põe em dúvida a possibilidade de recorrência a intervalos de 40 a 60 anos, mesmo que as inovações agreguem-se e tais grupos apareçam regularmente.[25]

[24] Lange (1941), na sua revisão do livro de Schumpeter (1939), apesar de concordar com o argumento de que a periodicidade era uma possibilidade teórica enfatizou que "existe séria dúvida acerca do fato de os kondratievs poderem ser devidamente chamados de ciclos. A explanação do Prof. Schumpeter em termos das três grandes ondas de inovação na história do capitalismo parece ser totalmente correta. Mas estas três ondas de inovação parecem ser mais da natureza de 'acidentes' históricos devidos a descobertas em tecnologia do que de flutuações regulares no risco de fracasso ... Schumpeter estendeu a teoria de ciclos de negócios, desenvolvida originalmente com referência aos juglars, de modo bastante mecânico para os kondratievs e kitchins" (p. 92). Ver também Kuznets (1940) para uma extensa crítica do modelo schumpeteriano de três ciclos, como apresentado em Schumpeter (1939), e seus comentários relativamente céticos sobre a periodicidade dos ciclos de 50 anos.

[25] Precisemos melhor este ponto. Se representássemos a estrutura da nossa economia e seu movimento ao longo do tempo por um sistema de equações diferenciais lineares, então um comportamento cíclico persistente seria obtido se uma das afirmações seguintes fosse verdadeira: a) a solução do sistema e as raízes complexas conjugadas têm módulo unitário, e os parâmetros estruturais são de magnitudes corretas de tal maneira a gerar ciclos de periodicidade e amplitude apropriadas; b) o módulo das raízes complexas são menores que a unidade (o movimento do sistema sendo fortemente amortecido), porém distúrbios aleatórios (não necessariamente correlacionados em série) geram um padrão cíclico, ou são neles combinados; c) o módulo das raízes complexas é maior do que a unidade (em cujo caso observamos um aumento de amplitude ao longo do tempo) ou o valor da raiz real positiva dominante é maior do que 1, porém a existência de pisos e tetos limita de modo cíclico o movimento da economia. Na medida em que as raízes características dependem de todos os parâmetros estruturais do sistema, apenas sua *especificação completa* seria suficiente para determinar a existência e o tipo de movimento periódico que ele é capaz de gerar. Nós não especificamos o modelo desta maneira, não somente por causa da complexidade da tarefa, mas também pelas dificuldades de excluir a possibilidade de ciclos de Kondratiev através deste tipo de exercício formal. Além disso, um exame mais detido dos dados poderia não ser conclusivo, mesmo se existissem séries de produção longas e confiáveis. Em particular, como Winter

Face à duração extremamente variada dos ciclos individuais de inovação, não se pode estar certo, observando a fase de expansão de um kondratiev, de que esta fase é uma conseqüência de um grupo de inovações recentes, ao invés da ação prolongada de inovações anteriores. Suspeitamos que isto seja um problema muito mais sério do que é geralmente reconhecido nas recentes tentativas de associar determinadas expansões cíclicas com inovações específicas que antecedem tais fases. A qualquer momento, as oportunidades de investimento geradas por inovações recentes são provavelmente pequenas comparadas com o conjunto de oportunidades tornadas disponíveis pelo avanço de melhorias e modificações em tecnologias mais antigas. Na nossa opinião, um hiato crítico no estabelecimento da periodicidade de um ciclo longo é a ausência de um mecanismo econômico que faça com que o sistema mova-se para cima a partir de seu ponto de inflexão mais baixo.[26] A tentativa mais substancial para preencher esta lacuna é o livro de Mensch (1979), originalmente publicado em alemão, em 1975, sob o título *Das technologische patt*. Mensch (1979, pp. 156-7 e 193-4) afirma que as inovações tendem a se agrupar durante depressões, mesmo que elas sejam desenvolvidas com base em conhecimento gerado num estágio anterior e ainda

nos lembrou, se a nossa economia é representada por um conjunto de equações dinâmicas não-lineares, mesmo os sistemas determinísticos simples podem imitar um movimento periódico por muitos períodos e daí mudar para outros tipos de movimento sem qualquer alteração de parâmetros ou choques para o sistema. Assim, a evidência histórica que pareceria sugerir um ciclo particular precisa ser interpretada com extremo cuidado.

[26] Kondratiev e Oparin (1928) tinham um tal mecanismo, mesmo que primitivo (nota 3 anterior). A depreciação e a subsequente substituição das formas mais duráveis e custosas de capital fixo estavam na base da explanação de Kondratiev sobre as ondas longas. Os bens de capital a que Kondratiev se referia eram "grandes fábricas, ferrovias importantes, canais, grandes projetos de melhoria agrícola, etc.", e o aumento súbito do investimento estava ligado à disponibilidade de grandes somas de capital de crédito, disponíveis na base do ciclo. Assim, o ponto de inflexão mais baixo seria atingido quando os níveis de taxas de juros fossem reduzidos pela acumulação de fundos por aqueles com rendas fixas e na medida em que o nível geral de preços declinasse. O ponto de inflexão superior ocorreria com a diminuição destes fundos e com a subseqüente subida das taxas de juros, que levariam a uma redução do investimento.

que tais conhecimentos pudessem ter sido incorporados no passado em diferentes inovações.[27]

Existem duas fontes de dificuldades com o argumento de Mensch para a aglomeração de inovações durante um período de estagnação e depressão: a natureza questionável da base de dados que ele emprega e o caráter inconclusivo do seu argumento econômico para o padrão de aglomeração que ele denota encontrar. Na identificação e fixação de datas de invenções e inovações, não existem ainda critérios satisfatórios cuja aplicação comande um consenso generalizado.[28] O problema é fundamental porque são somente certas peculiaridades da classificação de Mensch que lhe permitem dizer que "... até agora as indústrias ocidentais têm-se apoiado principalmente na vaga de inovações básicas que veio nos anos 30, e nos anos 50 e 60 poucas inovações básicas se desenvolveram sobre as quais nos anos 70 e 80 pudessem expandir-se" (pp. 30-1). Porém, não seria difícil compilar uma longa lista de inovações extremamente importantes que ocorreram nos anos 50 e 60, nas áreas de farmacêutica, eletrônica, computação, instrumentação, comunicações, energia nuclear, materiais (sintéticos ou não), etc. Lamentavelmente, as listas de invenções e inovações, e a fixação de datas apropriadas para marcar o seu aparecimento, permanecem notoriamente subjetivas e arbitrárias e não podem apoiar a estrutura do argumento de Mensch. Para invocar uma observação dele próprio: *tot homines, quot sententiae.*

O argumento econômico para a aglomeração de inovações está também longe de ser convincente. A opinião de Mensch é que a atividade inovadora é empreendida porque, na incapacidade de gerar lucros a partir de produtos mais antigos, cujos mercados, no nadir

27 Mensch (1979, p. 156) argumenta, por exemplo, que "... a maior parte das invenções básicas essenciais a serem aplicadas mais tarde na onda inovadora dos anos 30 era já bem conhecida por volta de 1925. Assim, vemos que o paradoxo de tecnologias não utilizadas existiu mesmo nos anos 20".

28 Para a maioria dos propósitos, Mensch, na sua amostra referente ao século XX, utiliza-se de um subconjunto das invenções listadas por Jewkes, Sawers e Stillerman (1969). Para uma cuidadosa crítica das fontes e usos de dados de Mensch, ver Freeman *et alii* (1982, Cap. 3).

do ciclo, se encontram saturados, o capital eventualmente volta-se para novos produtos. Assim, as circunstâncias adversas da depressão são percebidas por Mensch como proporcionando um impulso em direção às inovações que foram rejeitadas sob condições econômicas mais favoráveis no passado.[29]

Não é, entretanto, fácil de ver como a própria adversidade econômica iria acelerar compromissos financeiros substanciais de longo prazo *antes* que o ponto inferior do ciclo fosse atingido. Ao contrário, pela lógica econômica e dadas as condições de uma depressão, pouco se pode esperar em termos de gastos desta natureza. Apesar de admitir-se que as percepções de risco possam tornar-se mais favoráveis, uma vez começada a fase de recuperação, é difícil ver como as condições encontradas na depressão poderiam proporcionar uma tal melhoria em percepção ou oportunidades concretas. Na realidade, as depressões tendem a tornar os empresários (como também as fontes de capital financeiro) exageradamente cautelosos, comprometendo recursos com propósitos de curto prazo que geram somente melhorias marginais na tecnologia existente. Esta prática, *a fortiori*, exclui grandes projetos dirigidos para uma reestruturação imediata da base técnica da firma de um tipo que exige longos horizontes de planejamento e uma avaliação favorável de risco. Ela *não* exclui o comprometimento de recursos com o desenho básico de novos produtos que, apesar de proporcionarem a base sobre a qual trajetórias tecnológicas inteiramente novas podem ser construídas, não produzem eles próprios efeitos macroeconômicos significativos. Despesas com P&D durante fases de estagnação (ou depressão) proporcionam, no máximo, a base tecnológica para o crescimento sustentado durante a expansão. Isto decorre do fato de que tais compromissos não levam necessariamente a investimentos em grande escala de um tipo associado com inovações básicas. As despesas com P&D deveriam, por-

[29] "No capítulo precedente para os 220 anos levantados, os resultados empíricos mostraram que saltos nas inovações básicas tecnológicas ocorreram depois que as economias tinham caído numa séria crise e passado por anos de depressão. A representação gráfica das flutuações da ação inovadora mostra que existe uma parada na atividade inovadora até o princípio das crises econômicas, e daí para frente a atividade inovatória se intensifica" [Mensch (1979, p. 138)].

tanto, apropriadamente, ser vistas como uma condição necessária mas *não* suficiente para a comercialização de novos produtos e a aplicação de novas técnicas de produção.[30] Outras condições têm de estar presentes, na forma de percepção aceitável de risco futuro e retornos por parte das firmas, antes que estas comprometam grandes volumes de recursos com a construção de nova capacidade produtiva.

Obviamente, a comercialização de alguns novos produtos envolve extensos períodos de gestação — por exemplo, jatos comerciais e sistemas de telecomunicação — e, mesmo para produtos bem estabelecidos, uma nova planta não raro exige longos intervalos para início de operação -- por exemplo, uma usina convencional de geração de energia hidrelétrica. A decisão de proceder com tais projetos, em antecipação à demanda futura, pode implicar o seu início durante a fase de depressão. Isto é, entretanto, muito diferente da afirmativa de que a depressão é responsável pelo começo do novo empreendimento.

Adicionalmente, qualquer que fosse a lógica do argumento de Mensch com respeito à sincronização no tempo da introdução de inovações do produto, ela não se aplica às inovações de processo. Dificilmente estas últimas sofrem do fenômeno de *crowding out* que afetaria produtos novos durante o momento de prosperidade do ciclo. Pelo contrário, a depressão seria a fase onde investimentos que incorporam inovações de processo seriam *menos* bem-vindos e possíveis, pois, presumivelmente, as firmas já estariam sofrendo de excesso de capacidade produtiva e sobrelimitações financeiras. Aqui, novamente,

30 O Relatório Charpie foi amplamente citado por sua sugestão de que despesas com P&D constituem somente uma pequena fração dos custos totais de inovações bem-sucedidas. De acordo com este relatório, numa "distribuição típica" a atividade de P&D representava de 5 a 10% do custo total da introdução de uma inovação, enquanto o desenho de engenharia representava de 10 a 20%, ferramental de 40 a 60% e custos para início de fabricação de 10 a 15%. Ver U. S. Government/Dept. of Commerce (1967, p. 9). Apesar de não haver base empírica para estes números e embora os números reais sem dúvida variem enormemente entre firmas e entre indústrias, é suficiente para os nossos propósitos declarar que as despesas com P&D podem ser, e frequentemente são, somente uma pequena proporção do total dos custos de inovação.

é difícil entender a lógica econômica que apresentaria tais inovações como proporcionando o impulso para sair da depressão.

Assim, rejeitamos como economicamente não plausível e não substanciado o argumento de Mensch de que são as próprias condições da depressão responsáveis pelas inovações que irão levar à superação desta fase do ciclo longo. No caso específico dos anos 30, proporíamos que existiam numerosos outros estímulos. A perspectiva de hostilidades em grande escala na Europa (e eventualmente de guerra) concentrou as mentes em inovações de grande significado militar, pelo crescente compromisso de fundos governamentais com o desenvolvimento do motor a jato, radar e substitutos para materiais estratégicos escassos. As ciências biológicas e químicas abriram numerosas possibilidades específicas de inovação em campos tais como fibras sintéticas e compostos farmacêuticos. A difusão contínua de uma inovação "antiga", o automóvel, operou como um estímulo progressivamente poderoso não somente no setor, mas também num número de indústrias subordinadas tais como vidro, borracha, metalurgia e refinação de petróleo. Isto nos traz, num sentido, de volta à questão de causalidade, que entendemos muito mais complexa e multiforme do que a elaborada por Mensch.

## 6 — Conclusões

Aqui se tentou estabelecer as condições necessárias para que se demonstre que mudanças tecnológicas, em conjunto com fatores macroeconômicos, possam funcionar como elementos determinantes dos ciclos de Kondratiev. Tendo explicitado estas condições, também se argumentou neste trabalho que: primeiro, nenhum dos autores contemporâneos que trabalham no interior do paradigma neo-shumpeteriano especificou de forma clara as ligações causais que conectam a inovação, o investimento e as taxas de crescimento agregado; segundo, o caráter complexo do processo de difusão no tempo, com seus determinantes tecnológicos e macroeconômicos, são tais que os requisitos impostos a uma teoria tecnológica do ciclo longo são extremamente severos; terceiro, a tarefa essencial de medir o

impacto de um conjunto de inovações básicas sobre a economia como um todo não foi levada ainda a termo por nenhum dos proponentes de uma teoria de ondas longas; e, finalmente, ainda está por se mostrar por que os fatores responsáveis por um kondratiev e seus pontos de inflexão devem ter um caráter recorrente.

Estamos, portanto, habilitados a concluir que a estrutura conceitual de um modelo de ondas longas no crescimento econômico, que tem no seu centro o processo de inovação tecnológica, não foi ainda adequadamente formulada. Para que a noção de ondas longas seja aceita, e sirva como modelo analítico útil para se entender mudanças temporais no capitalismo, há uma clara necessidade de se especificar de forma mais precisa e convincente sua base conceitual. Em particular, é necessário rediscutir a adequação teórica da idéia de que inovações básicas, ou aquelas que tenham capacidade ampla de difusão, em conjunto com o correlato fluxo de investimentos, são responsáveis pela geração dos kondratievs. Até que tal modelo seja desenvolvido, a determinação de sua validade histórica permanece não resolvida.

Fechamos este trabalho com uma nota cética, ou pelo menos com o veredito de "não provado". Ao mesmo tempo, acreditamos que o caminho trilhado para chegar a esta posição foi importante para ampliar a percepção sobre a extrema complexidade das conexões que ligam inovação tecnológica, mudança estrutural e dinâmica de longo prazo das economias capitalistas avançadas.

## Bibliografia


Barr, K. Long waves: a selective annotated bibliography. *Review*, *4*:675-718, 1979.

Cassel, Gustav. *Theoretische sozialokonomie*. Leipzig, C. F. Winter, 1918. [Uma tradução inglesa apareceu como *The theory of the social economy*. New York, Harcourt, Brace and Co. 1932.]

David, P., e Solar, P. A bicentenary contribution to the history of the cost-of-living in America. In: Uselding, P. *Research in*

*economic history*. Vol. II. Greenwich, Connecticut, JAI Press, 1977.

DAY, R. The theory of the long cycle: Kondratiev, Trotsky, Mandel. *New Left Review, 99*:67-82, set./out. 1976.

FISHLOW, A. *American railroads and the transformation of the ante-bellum economy*. Cambridge, Harvard University Press, 1965.

FORRESTER, Jay. Growth cycles. *De Economist, 125* (4) :595-643, 1977.

——. Innovation and economic change. *Futures, 13*:323-31, ago. 1981.

FREEMAN, C., *et alii*. *Unemployment and technical innovation: a study of long waves and economic development*. London, Frances Pinter, 1982.

GARVY, George. Kondratieff's theory of long cycles. *Review of Economics and Statistics, 25*:203-20, nov. 1943.

HELPHAND, A. (Parvus). *Die handelskrise und die gewerkschaften*. Munich, M. Ernst, 1901.

JEVONS, W. S. *Investigations in currency and finance*. London, MacMillan, 1884.

JEWKES, J., SAWERS, D., e STILLERMAN, R. *The sources of invention*. 2.ª ed.; New York, W. W. Norton, 1969.

KONDRATIEV, N. D. The long waves in economic life. *Review, 4*:519-62, 1979. [Tradução completa de The major economic cycles. *Voprosy Koniunktury, 1*:28-79, 1925.]

——. On the problem of major economic cycles. *Planovoe Khoziaistvó, 8*, ago. 1926.

KONDRATIEV, N. D., e OPARIN, E. I. *Major economic cycles*. Moscow, Krasnaia Presnia, 1928.

KUZNETS, S. Schumpeter's business cycles. *The American Economic Review, 30* (2) :257-71, jun. 1940.

———. Innovations and adjustments in economic growth. *Swedish Journal of Economics*, *74*:431-51, set. 1972.

LANGE, O. Book review of Schumpeter's business cycles. *Review of Economics and Statistics*, *23*:190-3, nov. 1941.

LEWIS, W. A. *Growth and fluctuations, 1870-1913*. London, George Allen and Unwin, 1978.

MANDEL, E. *Late capitalism*. London, New Left Books, 1975.

———. Explaining long waves of capitalist development. *Futures*, *13*:332-8, ago. 1981.

MENSCH, Gerhard. *Stalemate in technology: innovations overcome the depression*. Cambridge, Ballinger, 1979.

MOENE, K. Timing of indivisible and irreversible projects: micro considerations related to the instability of investment activity. *Research Papers in Economics of Factor Markets*, 38, Stanford University, nov. 1982.

ROSENBERG, N. *Perspectives on technology*. Cambridge, Cambridge University Press, 1976.

———. *Inside the black box: technology and economics*. Cambridge, Cambridge University Press, 1982.

ROSTOW, W. W., ed. *The economics of take-off into sustained growth*. London, MacMillan, 1963.

ROSTOW, W. W. Kondratieff, Schumpeter, and Kuznets: trend periods revisited. *Journal of Economic History*, 35:719-53, dez. 1975.

———. *The world economy: history and prospect*. Austin, University of Texas Press, 1978.

SCHMOOKLER, J. *Inventions and economic growth*. Cambridge, Harvard University Press, 1966.

SCHUMPETER, J. *Business cycles, a theoretical, historical and statistical analysis of the capitalist process*. New York, McGraw-Hill, 1939.

———. *Capitalism, socialism and democracy*. New York, Harper and Row, 1942.

U. S. Government Dept. of Commerce. *Technological innovation: Its environment and management*. Washington, D. C., 1967.

Van Duijn, J. J. Fluctuations in innovations over time. *Futures, 13*:264-75, ago. 1981.

———. *The long wave in economic life*. London, George Allen and Unwin, 1983.

Van Ewijk, C. The long wave — a real phenomenon? *De Economist, 129* (3) :324-72, 1981.

———. A spectral analysis of the Kondratieff cycle. *Kyklos, 35* (3) :468-99, 1982.

Van Gelderen, J. Springvloed — beschovwingen over industrieele ontwikkeling en prijsbewegigng. *Die Nieuwe Tijd, 18*:254-77, 370-84, 446-64, abr./maio/jun. 1913.

Wicksell, W. *Geldzins und guterpreise*. Jena, G. Fischer, 1898. [Uma tradução inglesa apareceu como *Interest and prices: a study of the causes regulating the value of money*. New York, Augustus Kelley, 1965.]

Wolff, S. de. Prosperitats — und depressionperioden. In: Jensen, O., ed. *Der lebendige marxismus: festgabe zum 70 geburstage von Karl Kautsky*. Jena, Thuringer Verlagsanstalt, 1924.

*(Originais recebidos em abril de 1983. Revistos em setembro de 1983.)*

# Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo *

Helson C. Braga **
Ricardo A. Markwald ***

*Este trabalho representa uma tentativa de estimação simultânea de um modelo de oferta e de demanda das exportações de produtos manufaturados, com base em observações anuais correspondentes ao período 1959/81. O trabalho empírico é precedido de uma resenha crítica da literatura, visando sistematizar as tentativas precedentes e apontar as suas limitações. É apresentada também a estrutura analítica dos modelos de equilíbrio e desequilíbrio, posteriormente estimados. Os resultados obtidos foram bastante satisfatórios, evidenciando a propriedade do enfoque adotado, o qual, além de permitir recuperar as elasticidades-preço, renda mundial e de utilização da capacidade, fornece algumas indicações sobre o processo dinâmico de ajustamento de preços e quantidades.*

## 1 — Introdução

Tradicionalmente, os estudos econométricos sobre as exportações de manufaturados no Brasil têm-se concentrado na estimação de funções de oferta, sem revelarem interesse especial pelo lado da demanda, que é suposta infinitamente elástica, com base na conveniente

* Os autores agradecem a Eustáquio J. Reis, Frederico A. de Carvalho, Pedro S. Malan e aos demais participantes de um seminário interno do IPEA/INPES, bem como a um leitor anônimo desta revista, pelas valiosas críticas e sugestões a uma versão anterior deste trabalho. Marcia P. P. A. Bigarel foi extremamente eficiente no apoio computacional.

** da FUNCEX e da FEA/UFRJ.

*** do IPEA/INPES e da PUC/RJ.

hipótese de "país pequeno". Nos poucos casos em que é especificada uma função de demanda, sua finalidade precípua é a obtenção da forma reduzida de um modelo estrutural, que é, então, estimada.

A despeito de seu fácil apelo e de sua aparente plausibilidade no caso das exportações brasileiras de manufaturados — que representam, efetivamente, uma reduzida parcela do mercado mundial —, a hipótese de "país pequeno" teve o efeito de restringir as opções de racionalização da influência da renda externa sobre o comportamento das exportações. A rigor, mantida aquela hipótese, a função resultante constitui, inequivocamente, uma equação (estrutural) de oferta, a qual não comporta a inclusão explícita de variáveis de demanda, que já se encontram integralmente captadas pela variável preço.

Em conseqüência, as equações relativas às exportações que incluem a variável renda mundial não são propriamente funções de oferta, porém formas reduzidas de modelos estruturais não especificados. Convém assinalar que essas construções teóricas implicam o abandono da hipótese de "país pequeno", uma vez que os modelos estruturais (implícitos) conteriam funções de demanda com elasticidade-preço finita.[1]

O tratamento mais adequado do efeito da renda mundial sobre nossas exportações de manufaturados parece ser, portanto, a estimação de um modelo simultâneo, onde a elasticidade-preço da demanda seja obtida empiricamente, em vez de estabelecida *a priori*, por mais razoáveis que sejam os argumentos para supô-la infinita.[2] Essa abordagem teria, ademais, a grande vantagem de permitir a estimação direta da elasticidade-preço da oferta de exportações, o que nem sempre tem sido possível a partir de formas reduzidas.

[1] Caso contrário, a questão se reduziria à especificação de uma equação de oferta, com os problemas já apontados.

[2] Embora reconhecendo a superioridade dessa solução, Carvalho e Haddad (1978, pp. 124-5) optaram por um modelo "menos complexo", sendo, no entanto, obrigados a recorrer a uma complexa racionalização da presença da renda em uma equação de oferta, envolvendo a distinção de efeitos de curto e longo prazos. Paula Pinto (1982) e Mussi (1982) também sugeriram a abordagem simultânea.

Obviamente, o emprego do modelo simultâneo implica aceitar que as quantidades ofertadas ou demandadas também afetam os preços — possibilidade esta que fica eliminada tanto na especificação de funções de oferta quanto de demanda de exportações, caso se admita a hipótese de "país pequeno". No que concerne à oferta de exportações, a premissa usual, que sugere uma curva positivamente inclinada, é a de que, "a menos que exista capacidade ociosa no setor exportador ou, mais geralmente, a menos que a produção para exportação seja sujeita a rendimentos de escala constantes ou crescentes, é impossível que um aumento na demanda mundial pelas exportações de um país possa ser satisfeita sem um aumento no preço, pelo menos no curto prazo" [Goldstein e Khan (1978, p. 275)]. Da mesma forma, a hipótese — aqui adotada — de uma curva de demanda negativamente inclinada importa em admitir que os exportadores brasileiros não possam vender qualquer quantidade sem serem, eventualmente, forçados a aceitar preços FOB menores. A própria lógica de garantir competitividade às exportações de produtos diferenciados — como são, via de regra, os manufaturados —, através da política cambial, implica a possibilidade de redução de preços (em dólares) para aumentar as vendas.

O objetivo central deste trabalho é precisamente a obtenção de estimativas de funções de oferta e de demanda das exportações brasileiras de manufaturados, no contexto de um modelo simultâneo. Nesse sentido, ele se distingue substancialmente dos estudos anteriores realizados no Brasil, com exceção do trabalho de Paula Pinto (1982), com o qual guarda alguns traços comuns, conforme se verá na seção a seguir.

## 2 — Breve revisão da literatura

### 2.1 — Introdução

Existe hoje no Brasil um respeitável número de trabalhos econométricos voltados para o estudo do setor externo da economia,

muitos deles orientados especificamente para o exame e avaliação de nossas exportações de produtos manufaturados. O impacto da política de minidesvalorizações cambiais, a avaliação da eficácia dos incentivos fiscais e creditícios, a determinação do potencial exportador e a construção de modelos macroeconométricos "abertos" constituíram, de fato, nos últimos anos, uma importante fonte de estímulo para a estimação de funções de oferta e de demanda de exportações, notadamente de produtos manufaturados.

O exame da literatura desenvolvido na presente seção, embora não se pretenda exaustivo, pode ser considerado como amplamente representativo dos esforços realizados nesta área ao longo da última década. Foram consultados os trabalhos de Doellinger *et alii* (1971), Tyler (1976), Suplicy (1976), Lemgruber (1976), Carvalho e Haddad (1978), WEFA — Wharton Econometric Forecasts Ass. (1978), Paula Pinto (1979 e 1982), Reis (1979), Cardoso e Dornbusch (1980), Lopes e Lara Resende (1981), Musalem (1981), De La Cal (1981), Assis (1981), Markwald (1981) e Mussi (1982). Inúmeras particularidades que dizem respeito à cobertura temporal, à periodicidade das observações, ao critério de agregação dos dados, à mensuração da variável dependente, etc., tornam difícil, senão impossível, a comparação da maioria dos trabalhos acima mencionados. O que se segue deve ser entendido, portanto, como uma tentativa de caracterizar as formas de abordagem alternativas utilizadas pelos diferentes autores, com o objetivo de reunir subsídios para nossas próprias estimações a serem apresentadas na Seção 4.

Discute-se a seguir, em nível bastante genérico, as diferentes opções apresentadas na literatura, no que se refere à escolha do modelo econométrico e do método de estimação, à escolha da forma funcional, à construção da variável dependente e à seleção e inclusão das diferentes variáveis explicativas. São apresentadas e comentadas também as principais (e melhores) estimativas contidas nesses trabalhos.

## 2.2 — Aspectos teóricos

### 2.2.1 — A escolha do modelo econométrico e do método de estimação

Não existe na literatura consultada nenhuma tentativa de estimar simultaneamente um modelo de oferta e de demanda das exportações de produtos manufaturados na sua forma estrutural. O que existe são: a) estimações de equações de oferta de exportações, sob o pressuposto de "país pequeno" e demanda de exportações infinitamente elástica; b) estimações de equações de oferta e de demanda de exportações efetuadas separadamente, ou seja, por métodos não sistêmicos; e, por último, c) estimações de formas reduzidas de modelos estruturais. Em alguns casos, a forma reduzida é derivada a partir de um modelo estrutural explícito, mas freqüentemente o modelo estrutural é desconhecido, estimando-se uma forma reduzida especificada *ad hoc*.

A escolha de uma ou outra forma de estimação tem, obviamente, suas implicações. Ao estimar uma equação estrutural de oferta de exportações está-se adotando a hipótese de que a variável preço capta integralmente todas as mudanças ocorridas do lado da demanda. Corre-se o risco, portanto, de ter variáveis de demanda omitidas na regressão. As formas reduzidas especificadas segundo critérios *ad hoc* são, por sua vez, passíveis de todas as críticas decorrentes da ausência de um modelo estrutural que permita a correta e precisa identificação dos parâmetros. Nos casos em que a forma reduzida é derivada a partir de um modelo estrutural explícito, podem subsistir ainda problemas de identificação, na medida em que resulte impossível recapturar os parâmetros estruturais. Finalmente, a estimação por métodos uniequacionais de modelos estruturais contendo uma equação de oferta e outra de demanda, embora constitua uma melhor aproximação ao problema, conduz a estimadores com propriedades inferiores às dos métodos sistêmicos.

Nos trabalhos de Doellinger *et alii* (1971), Tyler (1976), Reis (1979), Cardoso e Dornbusch (1980), Lopes e Lara Resende (1981), Musalem (1981) e Markwald (1981) foram estimadas equações de oferta de exportações admitindo-se explicitamente que o Brasil é

um tomador de preços no mercado internacional. Eles fornecem, portanto, estimativas para as elasticidades-preço e capacidade da oferta de exportações de manufaturados. Todos os outros — à exceção do trabalho de Paula Pinto (1982) —, ao incluírem variáveis de demanda como resultado de especificações *ad hoc* ou de estimações de formas reduzidas de modelos estruturais explícitos [Lemgruber (1976), Paula Pinto (1979) e Mussi (1982)], fornecem estimativas de elasticidades que não podem ser identificadas nem como de demanda nem como de oferta. O recente trabalho de Paula Pinto (1982), embora utilizando séries desatualizadas e um método de estimação de equação única, é o único na literatura que apresenta estimativas para as elasticidades tanto de oferta como de demanda.

Ao comentar a escolha do modelo econométrico, assinalando suas implicações e limitações, é preciso, no entanto, fazer algumas ressalvas. Dada a reduzida participação brasileira no comércio mundial de manufaturados, a estimação de uma equação estrutural de oferta de exportações constitui, *a priori*, uma opção plausível. Algumas tentativas nessa linha chegaram inclusive a resultados bastante expressivos, como é o caso de Cardoso e Dornbusch (1980). A necessidade e a conveniência de incluir fatores do lado da demanda foram reforçadas pela percepção mais recente da *performance* das exportações de manufaturados no último triênio. No que se refere aos trabalhos que utilizam especificações *ad hoc*, é preciso destacar que a impossibilidade de identificar as elasticidades estimadas não compromete, necessariamente, sua capacidade preditiva, o que constitui em muitos casos o principal objetivo desses trabalhos.

Cabe destacar, por último, que, no que diz respeito ao método de estimação, a opção na literatura foi pelo método dos mínimos quadrados ordinários (OLSQ), combinado, em alguns casos, com a técnica iterativa de Cochrane-Orcutt para correção de correlação serial dos resíduos. Nesse sentido, o trabalho de Paula Pinto (1982) constitui, novamente, uma exceção, já que as equações foram estimadas pelo método de variáveis instrumentais.

### 2.2.2 — A escolha da forma funcional

Todas as equações de exportação de manufaturados apresentadas nos trabalhos revistos são da forma log-linear, e em nenhum deles

é possível encontrar qualquer referência ou discussão a respeito do problema da escolha da forma funcional. A exceção é, neste caso, o trabalho de Reis (1979), que, além de levantar o problema, realiza algumas comparações entre formas lineares e log-lineares para pares de equação que, no restante, apresentam especificações análogas. O autor verifica que as estimações sob a forma log-linear resultam, na maioria das vezes, em coeficientes $R^2$ e valores das estatísticas $t$ e DW superiores ou mais precisos que aqueles obtidos sob a forma linear. A aplicação do critério de Sargan — teste simples, embora não muito rigoroso, que auxilia na escolha entre formas lineares e log-lineares — sugere também, segundo Reis, o melhor desempenho da forma log-linear.

O risco de uma escolha inadequada da forma funcional reside em atribuir erroneamente a existência de ajustes pouco satisfatórios ou a presença de parâmetros não-significativos a uma seleção incorreta das variáveis explicativas, quando, na verdade, esses resultados são uma decorrência da inadequação da forma funcional estimada.

A nítida opção da literatura pela forma log-linear deve-se, sem dúvida, ao fato de que as elasticidades são obtidas diretamente dos resultados da regressão e, diferentemente das formas lineares, são constantes e independem, portanto, dos valores assumidos pelas variáveis.

### 2.2.3 — A escolha da variável dependente

A escolha da variável dependente encerra três problemas intimamente relacionados: o critério de agregação, a forma de quantificação e o tipo de especificação.

O primeiro diz respeito à definição da cesta de produtos que cabe incluir sob a denominação de "produtos manufaturados". Os trabalhos mais antigos [Doellinger *et alii* (1971) e Tyler (1976)] incluíram entre os manufaturados os produtos das classes 5, 6, 7 e 8 da Nomenclatura Brasileira de Mercadorias (NBM). Em trabalhos posteriores, tentou-se, às vezes, uma compatibilização entre a classificação da Fundação IBGE e a da NBM. Outros autores adotaram simplesmente a definição da CACEX para produtos manufaturados, com critérios variáveis para a inclusão parcial ou total dos chamados semimanufaturados. Por último, alguns trabalhos adotaram a

definição implícita nos índices da Fundação Getulio Vargas (FGV) (exportações da indústria de transformação).

Superposto ao problema do critério de agregação, surge o da forma de quantificação da variável dependente. A "boa teoria" sugere que a escolha deve recair em um adequado índice de *quantum*. A revisão da literatura mostra que, no caso das exportações de produtos manufaturados, a regra tem sido definir a variável dependente em termos de um índice de valor (constante ou, inclusive, corrente). Índices de valor constante resultam em *proxies* pouco satisfatórias dos índices de *quantum*, apresentando ainda o inconveniente de introduzir a variável preço em ambos os lados da equação. A inexistência de índices de *quantum* compatíveis com o critério de agregação adotado poderia explicar, em alguns casos, o uso de índices de valor. Contudo, a razão principal, embora não explícita, parece residir nos resultados insatisfatórios obtidos a partir da utilização dos índices de *quantum* publicados pela FGV.[3] É provável, então, que tentativas malsucedidas de utilização dos índices de *quantum* tenham levado a maioria dos pesquisadores à substituição por índices de valor. Uma solução alternativa teria sido a geração de novos índices de *quantum*, opção sem dúvida trabalhosa tentada apenas por Paula Pinto (1979).

O problema de especificação da variável dependente, que é uma decorrência das dificuldades acima mencionadas, relativas à sua quantificação, foi contornado por Cardoso e Dornbusch (1980) com a utilização daquela variável sob a forma de uma razão entre o índice de *quantum* e um índice de produto industrial. Posteriormente, vários autores seguiram a mesma orientação, procurando, assim, evitar especificações baseadas tanto nos índices de *quantum* como nos índices de valor. Deve-se salientar, contudo, que as esti-

[3] Exercícios de estimação de equações de oferta de exportações de produtos manufaturados, que efetuamos utilizando o índice de *quantum* da FGV como variável dependente, evidenciaram, de fato, a dificuldade em obter elasticidades-preço significativas ou, inclusive, positivas, conforme previsto pela teoria. Eventuais críticas à qualidade do índice parecem pouco procedentes em vista da existência de resultados satisfatórios obtidos com base nesses índices nas estimações de funções de importação.

mações efetuadas com base nessa especificação assumem implicitamente a hipótese de uma elasticidade unitária da oferta de exportações de manufaturados em relação ao produto industrial.

### 2.2.4 — A escolha das variáveis independentes

Apesar da diversidade das especificações utilizadas nos diferentes trabalhos consultados, é possível agrupar as variáveis explicativas em um número restrito de categorias.

a) Variáveis que captam o efeito preço

Exceto no caso do trabalho de Paula Pinto (1982), o efeito preço é sempre examinado na literatura através de um conjunto de variáveis que afeta a remuneração real do exportador. A taxa de câmbio nominal, os preços externos, os preços domésticos e um índice de subsídios são, neste caso, as variáveis relevantes, aparecendo freqüentemente reunidas sob a forma de uma variável composta, do tipo:

$$E.P^*(1+s)/P \quad \text{ou} \quad E.P^*/P(1-s)$$

onde:

$E$ = taxa de câmbio nominal;

$P$ = índice de preços domésticos;

$P^*$ = índice de preços externos; e

$s$ = taxa de subsídios.

Admitem, ainda, decomposições diversas, do tipo:

$$E.P^*/P \quad \text{e} \quad (1+s)$$

ou:

$$E/P \quad \text{e} \quad P^*(1+s)$$

ou:

$$E/P, \ P^* \quad \text{e} \quad (1+s)$$

nos casos em que se pretende medir isoladamente os efeitos da política de concessão de subsídios, da evolução da taxa de câmbio real e/ou da evolução dos preços internacionais.

A escolha dos índices de preços é determinada pela forma como se racionaliza o conceito de remuneração real do exportador. A

maioria dos trabalhos parte de uma visão competitiva entre os mercados interno e externo. O índice de preços externo é entendido como o preço FOB da cesta de exportações brasileiras de manufaturados, recaindo a escolha do índice doméstico numa adequada contrapartida daquele. A taxa de câmbio cumpre, então, a função de tornar compatível essa comparação entre as remunerações obtidas nos mercados externo e interno. Utiliza-se a taxa Cr$/US$ nos casos em que $P^*$ corresponde a um índice denominado em dólares e a taxa de câmbio efetiva nominal nos casos em que $P^*$ corresponde a um índice ponderado de preços (industriais) de diferentes países [cf. Mussi (1982)].

A perspectiva de mercados competitivos é, às vezes, substituída por uma visão de lucratividade, abandonando-se, portanto, o pressuposto implícito da existência de um bem único e homogêneo que pode ser vendido em um ou outro mercado.[4] O preço relativo relevante é, neste caso, aquele que relaciona o preço externo com os custos domésticos com a mão-de-obra e as matérias-primas. A escolha do índice interno recai, então, em algum índice capaz de refletir a evolução conjunta desses custos [cf. Paula Pinto (1979)].

O efeito preço aparece desdobrado em elasticidades-preço tanto da oferta quanto da demanda de exportações apenas no último trabalho de Paula Pinto (1982). A elasticidade-preço da oferta é racionalizada segundo a idéia da lucratividade do exportador (acima comentada), enquanto a da demanda de exportações é incorporada como um preço relativo que reflete a competitividade das exportações brasileiras, do tipo:

$$P^*/PW$$

onde:

$P^*$ = índice de preço em dólares das exportações de manufaturados brasileiros; e

$PW$ = índice (ponderado) de preço em dólares das exportações de manufaturados de outros países.

[4] A influência do mercado doméstico seria captada, então, pela variável de utilização de capacidade, na medida em que os bens destinados aos dois mercados concorreriam pela utilização de uma dada capacidade instalada.

Finalmente, cabe destacar que, no que tange ao índice de subsídios, as únicas séries disponíveis são as de Tyler (1976), Cardoso (1980) e Musalem (1981), que cobrem os períodos 1964/72, 1964/77 e 1964/78, respectivamente.

b) Variáveis que captam o efeito renda externa

Essas variáveis são incluídas nos modelos que admitem a existência de uma demanda internacional menos que perfeitamente elástica. Nesses casos, a renda do resto do mundo (ou alguma *proxy* dela) aparece como variável explicativa na equação de demanda de exportações ou na forma reduzida, dado que o modelo estrutural, seja ou não explicitado, incorpora uma equação de demanda de exportações. Ainda, segundo Carvalho e Haddad (1978), a inclusão de um índice de comércio mundial pode ser racionalizada a partir da distinção entre curto e longo prazos. A demanda internacional seria infinitamente elástica apenas no longo prazo, tornando-se inelástica (e até vertical) no curto prazo, em decorrência dos custos de transação e de informação ou da imposição de cotas restritivas nos mercados importadores. A expansão do comércio mundial — o efeito "renda externa" constituiria, na verdade, um efeito "tamanho de mercado" — poderia induzir um aumento das exportações domésticas sem afetar, necessariamente, o preço.

Um índice da renda do resto do mundo ou o *quantum* de exportações ou importações mundiais são as variáveis incluídas visando captar esses efeitos. Em alguns trabalhos, existe ainda a preocupação de selecionar os principais parceiros comerciais do Brasil e de introduzir um sistema de ponderações para construir um índice de renda externa relevante para o país.

c) Variáveis que captam um efeito tendencial

O produto potencial — ou (em especificações menos rigorosas) o produto efetivo da indústria de transformação — é incluído nas equações de oferta de exportação de produtos manufaturados ou na estimação de formas reduzidas como fatores de escala ou de tendência. A inclusão de variáveis de capacidade é particularmente conveniente quando se trabalha com séries temporais, já que con-

tribui para "limpar" a regressão dos efeitos tendenciais. O valor do coeficiente associado a essas variáveis permite, adicionalmente, determinar a existência de um viés pró ou anticomércio, segundo sua estimativa seja superior ou inferior à unidade, respectivamente. Um valor unitário significaria, conseqüentemente, um efeito neutro da evolução da capacidade sobre as quantidades exportadas. É esse, precisamente, o pressuposto implícito nos casos em que a variável dependente é definida como a razão *quantum* exportado produto industrial [cf., por exemplo, Cardoso e Dornbusch (1980)].

### d) Variáveis que captam o efeito cíclico

Tanto no caso de bens homogêneos (em que as exportações são concebidas como oferta excedente) como no de bens diferenciados, mudanças cíclicas no produto industrial doméstico podem afetar o volume das exportações. O mercado externo é visualizado como uma alternativa para a redução das margens de capacidade ociosa. Obviamente, esta proposição pode não ter validade nos casos de economias muito abertas, em que as flutuações da produção doméstica podem ser reflexo de flutuações nas próprias exportações.

Variáveis que medem o grau de utilização da capacidade, o hiato do produto ou o grau de ociosidade são introduzidas, então, para levar em conta os deslocamentos da curva de oferta de exportações em decorrência de desvios em relação a uma capacidade tida como normal, tendencial ou potencial.

### e) Variáveis que captam defasagens ou custos de ajustamento

É freqüente a introdução de variáveis defasadas na maioria dos trabalhos revistos. O pressuposto implícito é de que o efeito das variáveis explicativas sobre a variável dependente distribui-se ao longo do tempo, seguindo um determinado padrão de ajustamento.

Uma menção especial merece a inclusão da variável dependente defasada no marco de modelos que levam explicitamente em consideração a existência de custos de ajustamento, como é o caso das especificações de Paula Pinto (1979) e Cardoso e Dornbusch (1980). Na literatura, eles são conhecidos como modelos de desequilíbrio, e sua utilização é mais freqüente nos casos em que a periodicidade

dos dados é inferior a um ano. Com base nesses modelos, torna-se possível estimar a defasagem média do ajustamento (*mean-lag*), bem como distinguir entre elasticidades de curto e longo prazos.

Cabe destacar, por último, a inclusão (menos freqüente) de outras variáveis explicativas, como a variação ou o coeficiente de variação da taxa de câmbio, variável de tendência, etc.

## 2.3 — Aspectos empíricos

São apresentados nesta seção os melhores resultados constantes dos trabalhos empíricos consultados. As cestas de manufaturados contempladas nas diferentes regressões podem diferir substancialmente entre si — e é o que de fato acontece, uma vez que os critérios de agregação adotados pelos autores foram os mais diversos. Por essa e por outras razões, torna-se difícil e até impossível efetuar comparações entre as diversas estimativas.

Cabe destacar, ainda, que o uso de uma notação uniforme obrigou-nos a efetuar certas simplificações, que tendem a minimizar as diferenças existentes entre as diversas especificações.

A Tabela 1 apresenta as melhores regressões estimadas pelos diferentes autores. Apesar de sua não comparabilidade, é possível efetuar algumas observações em torno desses resultados.

Focalizaremos nossos comentários em torno das elasticidades-preço, renda externa e capacidade, dado que as variáveis associadas a esses coeficientes são as que aparecem com maior freqüência nas especificações apresentadas.

No que diz respeito à elasticidade-preço, é conveniente distinguir as diferentes estimativas segundo a especificação utilizada para a variável dependente. Nos casos em que a exportação de manufaturados foi estimada a partir de um índice de valor constante, foram obtidas elasticidades-preço significativas e valores próximos ou superiores à unidade [Doellinger *et alii* (1977), Tyler (1976), Suplicy (1976), Carvalho e Haddad (1978), De La Cal (1981) e Assis (1981)]. As regressões que utilizaram o índice de *quantum* [Lemgruber (1976), Reis (1979), Paula Pinto (1979 e 1982) e Musa i (1982)] resultaram em estimativas sempre inferiores à unidade e

TABELA 1

*Estimações de oferta e demanda das exportações de produtos manufaturados*

| Autores | Períodos | Dados | Métodos | Regressões | $R^2$ | DW | Observações |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Doellinger *et alii* (1971) | 1963/68 | Trimestrais | OLSQ | $\log XD = 3{,}82 + 0{,}62 \log (E.S.P/P_D) + 1{,}48 \log Y_I - 2{,}31 \log U1 - 0{,}71 D$ (coeficientes 1,48, 2,31 e 0,71: (*)) | 0,91 | 1,97 | *Dummy* para os 1.º, 2.º, 3.º e 4.º trimestres de 1963 e o 1.º trimestre de 1964 |
| | 1963/68 | Anuais | OLSQ | $\log X\overline{D} = 4{,}26 + 1{,}22 \log (E/P_I) + 1{,}39 \log Y_I - 2{,}71 \log U1$ (coeficiente 1,39: (*)) | 0,89 | 0,71 | |
| Tyler (1976) | 1963/72 | Trimestrais | OLSQ | $\log X\overline{D} = -1{,}28 + 1{,}33 \log (E.P^w.S/P)_{t-\lambda} + 0{,}58 \log Y_I - 0{,}50 \log U^2_{t-\lambda} + 0{,}63 \log X\overline{D}_{t-\lambda}$ (coeficientes 1,33, 0,58 e 0,63: (*)) | 0,95 | 1,23 | $t-\lambda = [(t-2) + (t-1)]/2$ |
| | 1963/72 | Trimestrais | OLSQ | $\log XD = -0{,}70 + 1{,}44 \log (E.P^w/P)_{t-\lambda} + 2{,}40 \log S_{t-\lambda} - 0{,}31 \log U^2_{t-\lambda} + 0{,}67 \log X\overline{D}_{t-\lambda}$ (coeficientes 1,44, 2,40 e 0,67: (*)) | 0,94 | 1,35 | |
| Suplicy (1976) | 1964/72 | Trimestrais | OLSQ | $\log XD = -21{,}84 + 0{,}97 \log (E.P^w/P) + 0{,}36 \log S + 2{,}37 \log M^w + 0{,}0004\ U3$ (coeficiente 2,37: (*)) | 0,91 | 1,12 | Eliminada a observação do 2.º trimestre de 1964 |
| | 1964/72 | Trimestrais | OLSQ | $\log X\overline{D} = -16{,}06 + 1{,}03 \log (E.P^w.S/P)_{t-1} + 1{,}91 \log M^w + 0{,}001\ U3$ (coeficientes 1,03 e 1,91: (*)) | 0,92 | 1,13 | |
| Lemgruber (1976) | 1965/73 | Anuais | OLSQ | $\log XQ = s.d. - 0{,}68 \log (P/E.P^x_I) + 2{,}53 \log Y^w$ (coeficiente 2,53: (*)) | 0,94 | 2,34 | |
| Carvalho e Haddad (1978) | 1955/74 | Anuais | OLSQ | $\log X\overline{D} = -10{,}61 + 1{,}05 \log (E.P^w(1+s)/P) + 2{,}92 \log M^w - 0{,}76 \log Y - 0{,}73\ U - 0{,}0001\ V$ (coeficientes 1,05 e 2,92: (*)) | 0,99 | 1,72 | |
| | 1955/74 | Anuais | OLSQ | $\log X\overline{D} = -11{,}25 + 1{,}25 \log (E.P^w/P) - 0{,}58 \log S + 2{,}82 \log M^w - 1{,}20 \log Y - 0{,}580 - 0{,}0002\ V$ (coeficientes 1,25 e 2,82: (*)) | 0,99 | 1,58 | |
| WEFA (1978) | 1959/75 | Anuais | OLSQ | $\log XC = -9{,}34 - 0{,}47 \log (E.P^x_I/P_I) + 2{,}86 \log M^w - 1{,}06 \log U$ (coeficiente 2,86: (*)) | 0,97 | 2,05 | |
| Paula Pinto (1979) | 1954/74 | Anuais | OLSQ | $\log (XQ/Y_I) = s.d. + 1{,}43 \log (E.P^x_I/P_n) + 0{,}23 \log W + 0{,}84 \log X^w_I + 0{,}81 \log U$ (coeficiente 1,43: (*)) | 0,84 | 2,33 | Mínimos quadrados ordinários restritos |
| | 1954/74 | Anuais | OLSQ | $\log XQ = s.d. + 0{,}32 \log (E.P^x_I/P_n) + 0{,}54 \log W - 0{,}04 \log X^w_I + 2{,}01 \log Y^t_I$ (coeficiente 0,32: (*)) | 0,94 | 2,33 | |
| Reis (1979) | 1959/78 | Anuais | CORC | $\log XQ = 1{,}35 + 0{,}45 \log (E.P^x_I/P) + 2{,}40 \log Y^w$ (coeficiente 2,40: (*)) | 0,82 | 1,87 | CORC = OLSQ combinado com a técnica de Cochrane-Orcutt |
| | 1959/78 | Anuais | OLSQ | $\log XQ = 1{,}61 + 0{,}47 \log (E.P^x_I/P) + 2{,}14 \log Y^w + 0{,}72 \log U$ (coeficientes 2,14 e 0,72: (*)) | 0,94 | 1,32 | |

| | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Cardoso e Dornbusch (1980) | 1960/77 | Anuais | CORC | $\log(XQ/Y_I) = 0{,}33 + 0{,}83^{(*)} \log(E.P_I^x.S/P_I) - 0{,}016^{(*)} U^4$ | 0,78 | 1,79 | |
| | 1961/77 | Anuais | CORC | $\log(XQ/Y_I) = -0{,}44 + 0{,}51^{(*)} \log(E.P_I^x.S/P_I) - 0{,}012^{(*)} U^4 + 0{,}51^{(*)} \log(XQ/Y_I)_{-1}$ | 0,86 | 2,10 | |
| Musalem (1981) | 1959/78 | Anuais | CORC | $\log(XQ/Y_I) = -3{,}8 + 0{,}79^{(*)} \log(E.P_I^x.S/P_I) - 0{,}016^{(*)} U^4$ | 0,81 | 1,68 | |
| | 1960/78 | Anuais | CORC | $\log(XQ/Y_I) = -2{,}21 + 0{,}46^{(*)} \log(E.P_I^x.S/P_I) - 0{,}012^{(*)} U^4 + 0{,}53^{(*)} \log(XQ/Y_I)_{-1}$ | 0,86 | s/d | |
| Lopes e Lara Resende (1981) | 1965/78 | Anuais | CORC | $\log(XQ/Y_I) = -2{,}55 + 0{,}51^{(s/d)} \log(E.P_I^x.S/P_I) + 1{,}33^{(s/d)} U^5 + 0{,}55^{(s/d)} \log(XQ/Y_I)_{-1}$ | s/d | s/d | |
| De La Cal (1981) | 1965/79 | Anuais | OLSQ | $\log X\overline{D} = -22{,}18 + 1{,}64^{(*)} \log(E.P_I^x/P) + 0{,}08 \log S + 3{,}47^{(*)} \log Y^w$ | 0,99 | 1,58 | *Dummy* para o período 1974/79 |
| | 1965/79 | Anuais | OLSQ | $\log X\overline{D} = -20{,}69 + 1{,}11^{(*)} \log(E.P_I^x.S/P) + 3{,}30^{(*)} \log Y^w + 0{,}37^{(*)} D$ | 0,99 | 2,12 | |
| Assis (1981) | 1960/79 | Anuais | OLSQ | $\log X\overline{D} = -7{,}67 + 0{,}98^{(*)} \log(E.P^w.S/P_I) + 0{,}36 \log Y^w + 0{,}1\, T + 0{,}50^{(*)} \log(X\overline{D})_{-1}$ | 0,99 | 1,87 | |
| Markwald (1981) | 1964/80 | Anuais | OLSQ | $\log XDN = -3{,}32 + 0{,}83^{(*)} \log(E.P_I^x.S/P_I) + 3{,}02^{(*)} \log Y - 2{,}27^{(*)} U$ | 0,99 | 1,63 | |
| | 1961/80 | Anuais | CORC | $\log(XQ/Y_I) = 4{,}45 + 0{,}67^{(*)} \log(E.P_I^x.S/P_I) - 1{,}16^{(*)} U + 0{,}44^{(*)} \log(XQ/Y_I)_{-1}$ | 0,81 | 2,41 | |
| Mussi (1982) | 1972/80 | Trimestrais | OLSQ | $\log XQ = 0{,}61 + 0{,}71^{(*)} \log(E.f/P) - 0{,}14 \log S + 2{,}85^{(*)} \log Y^w - 2{,}61^{(*)} U$ | 0,92 | 1,30 | |
| | 1972/80 | Trimestrais | OLSQ | $\log XQ = -2{,}18 + 0{,}83^{(*)} \log(E.f/P) + 2{,}60 \log Y^w - 2{,}13^{(*)} U + 0{,}08 \log Y_I^f$ | 0,92 | 1,39 | |
| [illegible] Pinto (198[illegible]) | 1954/75 | Anuais | 2SLS | $\log XQ = [illegible]{,}98 - 1{,}12^{(*)} \log(P_I^x/P_I^w) + 2{,}19^{(*)} \log X_I^w$ | 0,94 | 2,15 | Equação de demanda de [illegible] |
| | 1954/75 | Anuais | 2SLS | $\log XQ/Y^t = -23{,}92 + 3{,}14^{(*)} \log(E.P_n) + 1{,}69^{(*)} \log(P_I^x.S) - 2{,}21 \log W - 0{,}08 \log U$ | 0,59 | 2,09 | Equação de oferta de ex-[illegible] |

NOTAS: (*) = estatisticamente significativos ao nível de 5%.

s/d = sem dados.

*Notação da Tabela 1*

| Discriminação | Símbolo | Significado |
|---|---|---|
| Variável dependente | $XQ$ | Índice de *quantum* das exportações de manufaturados |
| | $\dot{X}\bar{D}$ | Índice de valor real (dólares) das exportações de manufaturados |
| | $XDN$ | Índice de valor corrente (dólares) das exportações de manufaturados |
| | $X\bar{C}$ | Índice de valor real (cruzeiros) das exportações de manufaturados |
| Efeito preço | $E$ | Taxa de câmbio nominal |
| | $S$ | Índice de subsídios $(1+s)$ |
| | $P$ | Índice de preços |
| Efeito renda externa e fator escala | $Y$ | Índice de produto real |
| | $M$ | Índice de importações reais |
| | $X$ | Índice de exportações reais |
| Efeito cíclico | $U$ | Utilização de capacidade |
| | $U^1$ | Índice de emprego industrial (*proxy* de capacidade) |
| | $U^2$ | Desvios do produto observado em relação ao produto tendencial |
| | $U^3$ | Resíduos (de OLSQ) do ajuste da produção industrial a uma tendência temporal |
| | $U^4$ | Desvio percentual do produto observado em relação ao produto tendencial |
| | $U^5$ | *Gap* $(1-U)$ |
| Outras variáveis | $V$ | Coeficiente de variação da taxa de câmbio |
| | $W$ | Salário-eficiência |
| | $T$ | Tempo |
| Subscritos | $x$ | Exportação |
| | $i$ | Industrial/manufaturado |
| | $w$ | Mundial/externo |
| | $n$ | Insumo/matérias-primas |
| | $t$ | Tendencial |
| | $f$ | Efetivo |

às vezes não-significativamente diferentes de zero. Finalmente, aqueles que especificaram a variável dependente como a razão *quantum* exportado/produto industrial [Cardoso e Dornbusch (1980), Musalem (1981), Lopes e Lara Resende (1981) e Markwald (1981)] encontraram valores significativos entre 0,5 e 0,8 para a elasticidade de curto prazo e entre 1,0 e 1,3 para a elasticidade de longo prazo. Como resultado desse esforço empírico, existe hoje um certo consenso, na profissão, que tende a achar "razoável" um valor unitário para a elasticidade-preço da exportação de manufaturados.

No que tange à elasticidade-renda externa, ela é sempre significativa, assumindo valores entre 2,0 e 3,0 na maioria dos casos. A elasticidade em relação à utilização de capacidade apresenta quase sempre o sinal esperado (negativo), ainda que nem sempre seja significativa. A inexistência de uma especificação uniforme, decorrente da forma de mensuração do hiato e do cálculo do produto potencial, torna impossível apontar valores ou intervalos de variação característicos.

Vale a pena nos determos, por último, na estimação do modelo estrutural efetuada por Paula Pinto (1982). A equação de demanda apresenta uma elasticidade-renda externa cujo valor é superior a 2,0, em linha, portanto, com a experiência precedente. A elasticidade-preço da demanda de exportações é negativa e finita, conforme esperado, e pouco superior à unidade. Na equação de oferta, a variável que capta o efeito preço é dividida em duas componentes: a taxa de câmbio real e a variável preço propriamente dita. Os coeficientes estimados para essas variáveis são 3,14 e 1,69, respectivamente, bastante superiores, portanto, às elasticidades-preço obtidas a partir de formas reduzidas ou de modelos uniequacionais de oferta. A variável de capacidade apresenta o sinal esperado, porém não é significativa.

Os resultados encontrados por Paula Pinto, as conclusões de Mussi sobre a necessidade de incorporar explicitamente o pressuposto de uma demanda externa menos que infinitamente elástica e a evidência de um ajuste pouco satisfatório de equações (de oferta) *à la* Cardoso e Dornbusch, particularmente a partir de 1978, sugerem a conveniência de se tentar estimar um modelo simultâneo. Este é o objetivo das próximas seções.

## 3 — Estrutura analítica

Formalmente, a estrutura teórica dos modelos utilizados neste trabalho é semelhante à dos modelos de "equilíbrio" e de "desequilíbrio", estimados por Goldstein e Khan (1978) para as exportações totais de oito países industrializados. O primeiro modelo supõe que o processo de ajustamento de quantidades e preços a seus valores de equilíbrio completa-se durante a unidade de tempo de observação, enquanto que o segundo admite que esse ajustamento ocorra com alguma defasagem.

### 3.1 — Modelo de equilíbrio

A oferta de exportações de manufaturados pode ser especificada da seguinte maneira, adotando-se a forma log-linear:

$$\log X_t^s = a_0 + a_1 \log \left[ \frac{PX_t \ . \ E_t \ . \ S_t}{P_t} \right] + a_2 \log U_t \qquad (1)$$

onde:

$X_t^s$ = quantidade de exportações ofertada;

$PX_t$ = preço das exportações (em dólares);

$E_t$ = taxa de câmbio Cr$/US$;

$S_t$ = índice de incentivos fiscais;

$P_t$ = índice de preços domésticos; e

$U_t$ = índice de utilização de capacidade.

A hipótese representada pela equação (1) é de que a elevação do preço (em cruzeiros) recebido pelos exportadores *vis-à-vis* os preços internos aumenta a rentabilidade relativa das exportações, levando os exportadores a aumentarem suas vendas externas.

A variável utilização de capacidade ($U_t$) procura captar a influência do comportamento cíclico da demanda interna sobre a

decisão de exportar: quanto menor esta demanda, refletida num baixo nível de atividade doméstica, maior seria o estímulo ao redirecionamento das vendas para o mercado externo.[5]

Devido à especificação logarítmica, as elasticidades-preço e com respeito à utilização de capacidade são dadas diretamente por $\alpha_1$ e $\alpha_2$ (a expectativa é de que $\alpha_1 > 0$ e $\alpha_2 < 0$).

Por sua vez, a demanda de exportações pode ser especificada como:

$$\log X_t^d = \beta_0 + \beta_1 \log \left[ \frac{PX_t}{PXW_t} \right] + \beta_2 \log YW_t \qquad (2)$$

onde:

$X_t^d$ = quantidade de exportações demandada;

$PX_t$ = preço das exportações (em dólares);

$PXW_t$ = preço mundial das exportações (em dólares); e

$YW_t$ = renda mundial.

A equação de demanda poderia ser estimada tal como em (2). Como, porém, o modelo será estimado simultaneamente, seria conveniente que as equações apresentassem as variáveis endógenas isoladas no primeiro membro, o que pode ser feito decompondo-se o

5 Ao invés de utilização de capacidade, a equação de oferta de Goldstein e Khan contém uma variável de capacidade potencial, indicando a preferência daqueles autores pelo aspecto de longo prazo, do crescimento da capacidade produtiva da economia sobre as exportações. A alteração aqui introduzida reflete não só um diferente julgamento quanto à relevância dos fatores explicativos das exportações brasileiras de manufaturados como também a dificuldade de se estabelecer, no caso da recente industrialização brasileira, uma clara hipótese a respeito da predominância da associação do aumento de capacidade produtiva com a expansão das exportações ou com o crescimento do mercado doméstico. De qualquer modo, os modelos foram estimados com uma variável de capacidade potencial, e o resultado foi o aparecimento de um efeito significativo negativo, contrariando, portanto, a hipótese de Goldstein e Khan.

preço relativo $PX_t / PXW_t$ e normalizando-se a equação para o preço das exportações: [6]

$$\log PX_t = b_0 + b_1 \log X_t^d + b_2 \log YW_t + b_3 \log PXW_t \qquad (3)$$

onde: $b_0 = - \frac{\beta_0}{\beta_1}$ ; $b_1 = \frac{1}{\beta_1}$ ; $b_2 = - \frac{\beta_2}{\beta_1}$ ; e $b_3 = \frac{\beta_1}{\beta_1}$ .

Uma vez que $\beta_1 < 0$ e $\beta_2 > 0$, a expectativa é de que $b_1 < 0$, $b_2 > 0$ e $b_3 > 0$.

As equações (1) e (3) compõem o modelo de equilíbrio, que será estimado simultaneamente, supondo-se $X_t^d = X_t^s = X_t$ e independência dos termos estocásticos.

## 3.2 — Modelo de desequilíbrio

A possibilidade de desequilíbrio no modelo está representada pelo seguinte mecanismo de ajustamento de quantidades e preços: [7]

$$\log X_t - \log X_{t-1} = \gamma \left[\log X_t^s - \log X_{t-1}\right] \qquad (4)$$

$$\log PX_t - \log PX_{t-1} = \lambda \left[\log X_t^d - \log X_t\right] \qquad (5)$$

onde $\lambda$ e $\gamma$, ambos positivos, são os coeficientes de ajustamento.

Substituindo (1) em (4), obtém-se:

$$\log X_t = c_0 + c_1 \log\left[\frac{PX_t \, . \, E_t \, . \, S_t}{P_t}\right] + c_2 \log U_t + c_3 \log X_{t-1} \qquad (6)$$

[6] Esse procedimento não tem nenhuma implicação sobre as estimativas dos parâmetros, que são invariantes a esse tipo de operação quando se utiliza um método sistêmico de estimação [cf. Goldstein e Khan (1978, p. 276)].

[7] Esse mecanismo de ajustamento constitui uma inversão da hipótese sugerida por Houthakker e Taylor (1970) e empregada por Goldstein e Khan, na qual os preços ajustam-se às condições de excesso de oferta e as quantidades às condições de excesso de demanda. Ambos os mecanismos foram utilizados neste trabalho, sendo que a alternativa representada pelas equações (4) e (5) apresentou resultados mais satisfatórios.

onde: $c_0 = \gamma\alpha_0$; $c_1 = \gamma\alpha_1$; $c_2 = \gamma\alpha_2$; e $c_3 = 1 - \gamma$. Com base nos sinais previstos para $\alpha_1$, $\alpha_2$ e $\gamma$, espera-se que $c_1 > 0$, $c_2 < 0$ e $c_3 > 0$.

A defasagem temporal média do ajustamento das exportações, que é igual a $\gamma^{-1}$, pode ser calculada imediatamente a partir de $c_3$.

Por seu turno, a equação de demanda é obtida substituindo-se (2) em (5):

$$\log PX_t = a_0 + a_1 \log X_t + a_2 \log YW_t + a_3 \log PXW_t + \\ + a_4 \log PX_{t-1} \quad (7)$$

onde:

$$a_0 = \frac{\lambda\,\beta_0}{1 - \lambda\,\beta_1};\; a_1 = -\frac{\lambda}{1 - \lambda\,\beta_1};\; a_2 = \frac{\lambda\,\beta_2}{1 - \lambda\,\beta_1};$$

$$a_3 = -\frac{\lambda\,\beta_1}{1 - \lambda\,\beta_1};\; \text{e}\; a_4 = \frac{1}{1 - \lambda\,\beta_1} \quad (8)$$

Dado que $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$ e $\lambda > 0$, os sinais esperados desses parâmetros são: $a_1 < 0$; $a_2 > 0$; $a_3 > 0$; e $a_4 > 0$.

As elasticidades-preço $(\beta_1)$ e renda $(\beta_2)$, bem como a defasagem do ajustamento $\lambda^{-1}$, podem ser obtidas resolvendo-se o sistema de equações (8).[8]

## 3.3 — Dados utilizados

O modelo será estimado com dados anuais, para o período 1959-81, construídos da forma indicada a seguir.

A quantidade de manufaturados exportados $(X_t)$ foi medida pelo índice de *quantum* das exportações da indústria de transformação, calculado pela FGV.

8 O sistema (8) é determinado, uma vez que $a_3 + a_4 = 1$.

O preço de exportação dos manufaturados ($PX_t$) foi medido pelo índice de preços de exportação da indústria de transformação, em dólares, estimado também pela FGV.

A taxa de câmbio nominal ($E_t$) foi utilizada, na equação de oferta, para transformar em cruzeiros o preço em dólares de exportação dos manufaturados (a série utilizada foi a do Banco Central).

O índice de preços domésticos ($P_t$) está representado pelo índice de preços por atacado de produtos industrializados (conceito oferta global), calculado pela FGV.

Para o preço mundial das exportações de manufaturados ($PXW_t$) foram utilizados dois índices alternativos: o índice de valor unitário das exportações dos países industrializados, publicado pelo *International Financial Statistics* (*IFS*), do Fundo Monetário Internacional, e o índice de valor unitário das exportações mundiais de manufaturados, publicado pelo *Monthly Bulletin of Statistics*, das Nações Unidas. O pressuposto implícito na escolha desses índices é de que os manufaturados brasileiros concorrem com os dos países industrializados tanto nos seus respectivos mercados domésticos — que absorveram, em média, 40 a 50% de nossas exportações desses produtos ao longo da década de 70 — como em terceiros mercados.

O índice de incentivos fiscais à exportação ($S_t$) foi construído alternativamente a partir das séries estimadas por Cardoso (1980) e Musalem (1981). O alongamento das séries procurou respeitar, até onde foi possível, os critérios utilizados pelos respectivos autores.

O volume das importações mundiais foi utilizado como *proxy* da renda mundial ($YW_t$) (a série utilizada correspondeu ao índice de *quantum* das importações mundiais publicado pelo *IFS*).

A utilização de capacidade na indústria ($U_t$) foi estimada pela razão entre o produto efetivo e o produto potencial[9] (a série de produção industrial utilizada foi a da FGV).

[9] A série do produto potencial foi gerada da seguinte forma:

$$Y_t^* = \theta_t \; Y_{t-1}^* \; .$$

onde:

$$\theta_t = \left[ \frac{Y_{t-1}}{Y_{t-2}} \cdot \frac{Y_{t-2}}{Y_{t-3}} \right]^{\frac{1}{2}}$$

## 4 — Resultados empíricos

Os modelos simultâneos compostos pelas equações (1) - (3) e (6) - (7) foram estimados pelo método de mínimos quadrados em três estágios (3SLS), que é um método sistêmico de estimação, superior àqueles de equação única — de informação limitada (como o de mínimos quadrados em dois estágios, por exemplo — pelo fato de usar toda a informação contida no sistema de equações, além de admitir a possibilidade de correlação contemporânea entre os erros das equações contidas no modelo, o que lhe assegura maior eficiência assintótica.[10] Em contrapartida, o método 3SLS, além de ser mais exigente no que concerne ao tamanho da amostra, apresenta a desvantagem de gerar estimativas de parâmetros altamente sensíveis à ocorrência de erros de especificação do modelo, os quais se transmitem a todo o sistema.

Um segundo tipo de limitação (mais específica) do 3SLS decorre da existência de restrições não lineares nos parâmetros das equações do modelo de desequilíbrio. Neste caso, nada garante que as estimativas dos parâmetros gozem das propriedades estatísticas desejáveis dos estimadores do modelo de regressão. Por essa razão, Goldstein e Khan estimaram o modelo de desequilíbrio através de um método não linear de máxima verossimilhança de informação completa (FIML).

Devido ao fato de não dispormos de semelhantes recursos computacionais,[11] e ponderadas as considerações acima, optamos pelo emprego do 3SLS, o qual, por se tratar de um método sistêmico,

sendo: $Y^*$ = produto potencial;

$Y$ = produto efetivo; e

$Y_0^* = Y_0$

Note-se que essa metodologia, sugerida por Ajax R. B. Moreira, torna o produto potencial sensível às flutuações do produto efetivo, com alguma defasagem. O critério parece particularmente conveniente à luz da *performance* da indústria de transformação no período mais recente.

10 Intriligator (1978, p. 403). Os dois modelos foram também estimados por 2SLS, mas apresentaram resultados geralmente inferiores aos obtidos com 3SLS.

11 Foi utilizado o "pacote" *Statistical Analysis System* (SAS).

permite, ainda, a normalização efetuada na equação de oferta, que coloca a variável endógena apropriada no lado esquerdo da igualdade.[12]

As Tabelas 2 e 3 resumem, respectivamente, os principais resultados da estimação dos modelos de equilíbrio e de desequilíbrio, com dados anuais, para o período 1959/81.[13] Cada modelo é estimado em quatro combinações alternativas, que se distinguem pela forma como foram construídos os preços relativos — variáveis em que estamos, fundamentalmente, interessados (ver Subseção 3.3 e nota 1 das Tabelas 2 e 3).

Na estimação do modelo de equilíbrio, os coeficientes de regressão apresentam os sinais esperados e são estatisticamente significativos, à exceção do coeficiente de $X_t$ nas equações 2.4 e 2.8. Na equação de demanda do modelo de equilíbrio, o valor do parâmetro $b_3$ foi restringido à unidade, como sugere a normalização da equação (3).[14]

As estimativas dos parâmetros do modelo de desequilíbrio são também bastante satisfatórias. Apenas os coeficientes de $PX_{t-1}$ e $PX_t \cdot E_t \cdot S_t P_t$ (nas equações 3.2 e 3.7, respectivamente) e de $U_t$ (nas equações 3.5 e 3.7), embora corretos, são estatisticamente nulos. Novamente em decorrência da normalização da equação de demanda, o modelo foi estimado com a restrição de que a soma dos coeficientes do preço mundial e da variável defasada somem a unidade (ver nota 8).

Como se pode inferir dos valores assumidos pelo coeficiente de determinação ($R^2$), ambos os modelos constituem especificações bastante representativas do comportamento das exportações brasileiras de manufaturados.[15] Em particular, a significação estatística do coe-

[12] Ver nota n.º 6.

[13] Os modelos também foram estimados com dados trimestrais, os quais, no entanto, não produziram resultados satisfatórios.

[14] Lundborg (1981), que estimou o modelo de equilíbrio para a Suécia, obteve uma elasticidade-preço de oferta negativa, antes de impor essa restrição.

[15] O coeficiente $R^2$ fornecido diretamente pelo *SAS* corresponde a um teste $F$ (aproximado) relativo a todos os parâmetros do modelo, exceto o intercepto. Sobre o significado (e a impropriedade) do uso do coeficiente de determinação aplicado individualmente sobre as equações de um modelo simultâneo, ver Dhrymes (1974, pp. 240-63).

## Tabela 2

*Modelo de equilíbrio: estimativa pelo método de mínimos quadrados em três estágios — dados anuais (1959/81)*

---

**2.1**

$$\log X_t = \underset{(-7{,}36)^a}{-7{,}9891} + \underset{(11{,}67)^a}{2{,}5185} \log \left[ \frac{PX_t . E_t . S_t}{P_t} \right] \quad \underset{(2{,}10)^b}{1{,}4843} \log U_t$$

**2.2**

$$\log PX_t = \underset{(4{,}69)^a}{-1{,}3793} - \underset{(1{,}72)^c}{0{,}1321} \log X_t + \underset{(3{,}29)^a}{0{,}4509} \log YW_t + \log PXW_t$$

$$R^2 = 0{,}9863 \qquad MSE = 1{,}6687$$

**2.3**

$$\log X_t = \underset{(7{,}21)^a}{-8{,}0178} + \underset{(11{,}43)^a}{2{,}5256} \log \left[ \frac{PX_t . E_t . S_t}{P_t} \right] \quad \underset{(2{,}52)^a}{1{,}6849} \log U_t$$

**2.4**

$$\log PX_t = \underset{(-4{,}00)^a}{-1{,}2724} - \underset{(-0{,}93)}{0{,}0775} \log X_t + \underset{(2{,}57)^a}{0{,}3787} \log YW_t + \log PXW_t$$

$$R^2 = 0{,}9821 \qquad MSE = 2{,}0709$$

**2.5**

$$\log X_t = \underset{(-7{,}30)^a}{-6{,}4566} + \underset{(12{,}62)^a}{2{,}1911} \log \left[ \frac{PX_t . E_t . S_t}{P_t} \right] \quad \underset{(1{,}67)^c}{1{,}1902} \log U_t$$

**2.6**

$$\log PX_t = \underset{(4{,}48)^a}{-1{,}4680} - \underset{(1{,}86)^b}{0{,}1581} \log X_t + \underset{(3{,}24)^a}{0{,}4974} \log YW_t + \log PXW_t$$

$$R^2 = 0{,}9852 \qquad MSE = 1{,}4616$$

**2.7**

$$\log X_t = \underset{(-7{,}22)^a}{-6{,}4737} + \underset{(12{,}47)^a}{2{,}1956} \log \left[ \frac{PX_t . E_t . S_t}{P_t} \right] \quad \underset{(2{,}00)^b}{1{,}3646} \log U_t$$

**2.8**

$$\log PX_t = \underset{(3{,}84)^a}{-1{,}3798} - \underset{(-1{,}16)}{0{,}1082} \log X_t + \underset{(2{,}59)^a}{0{,}4341} \log YW_t + \log PXW_t$$

$$R^2 = 0{,}9814 \qquad MSE = 1{,}6959$$

---

NOTAS: 1) A variável $PXW_t$ foi medida pelo índice de preços das exportações dos países industrializados, nas equações 2.2 e 2.6, e pelo valor unitário das exportações mundiais de manufaturados, nas equações 2.4 e 2.8. A variável $PX_t$ inclui os subsídios creditícios, nas equações 2.5 e 2.7, e apenas os subsídios fiscais, nas equações 2.1 e 2.3.

2) O coeficiente da variável $PXW_t$ foi restringido à unidade (ver texto).

3) As letras a, b e c indicam que os coeficientes de regressão são estatisticamente significativos a 1, 5 e 10%, respectivamente. Os valores entre parênteses são as estatísticas t de Student. Foram utilizados testes unilaterais, uma vez que está perfeitamente clara a relação entre as variáveis do modelo. O coeficiente $R^2$ corresponde a um teste F aproximado, relativo a todos os parâmetros do modelo, exceto o intercepto.

### TABELA 3

*Modelo de desequilíbrio: estimativa pelo método de mínimos quadrados em três estágios — dados anuais (1959/81)*

3.1
$$\log X_t = \underset{(-1{,}86)^b}{-1{,}8712} + \underset{(1{,}88)^b}{0{,}5692} \log \left[\frac{PX_t . E_t . S_t}{P_t}\right] - \underset{(\ 1{,}49)^c}{0{,}7735} \log U_t + \underset{(6{,}59)^a}{0{,}8127} \log X_{t-1}$$

3.2
$$\log PX_t = \underset{(\ 3{,}67)^a}{-1{,}7170} - \underset{(\ 2{,}25)^b}{0{,}2339} \log X_t + \underset{(3{,}08)^a}{0{,}6293} \log YW_t + \underset{(3{,}96)^a}{0{,}7727} \log PXW_t + \underset{(1{,}16)}{0{,}2273} \log PX_{t-1}$$
$$R^2 = 0{,}9865 \qquad MSE = 1{,}1807$$

3.3
$$\log X_t = \underset{(\ 1{,}38)^c}{-1{,}4459} + \underset{(1{,}39)^b}{0{,}4376} \log \left[\frac{PX_t . E_t . S_t}{P_t}\right] - \underset{(-1{,}35)^c}{0{,}7037} \log U_t + \underset{(6{,}76)^a}{0{,}8647} \log X_{t-1}$$

3.4
$$\log PX_t = \underset{(-3{,}25)^a}{-1{,}6958} - \underset{(-1{,}98)^b}{0{,}2355} \log X_t + \underset{(2{,}74)^a}{0{,}6314} \log YW_t + \underset{(2{,}90)^a}{0{,}5981} \log PXW_t + \underset{(1{,}95)^b}{0{,}4019} \log PX_{t-1}$$
$$R^2 = 0{,}9843 \qquad MSE = 1{,}1697$$

3.5
$$\log X_t = \underset{(-1{,}32)}{-1{,}1514} + \underset{(1{,}33)^c}{0{,}3749} \log \left[\frac{PX_t . E_t . S_t}{P_t}\right] - \underset{(-1{,}26)}{0{,}6336} \log U_t + \underset{(6{,}52)^a}{0{,}8648} \log X_{t-1}$$

3.6
$$\log PX_t = \underset{(-3{,}73)^a}{-1{,}8046} - \underset{(-2{,}43)^a}{0{,}2613} \log X_t + \underset{(3{,}19)^a}{0{,}6770} \log YW_t + \underset{(3{,}68)^a}{0{,}7361} \log PXW_t + \underset{(1{,}32)^c}{0{,}2639} \log PX_{t-1}$$
$$R^2 = 0{,}9847 \qquad MSE = 1{,}1641$$

3.7
$$\log X_t = \underset{(-1{,}04)}{-0{,}9210} + \underset{(1{,}04)}{0{,}2982} \log \left[\frac{PX_t . E_t . S_t}{P_t}\right] - \underset{(-1{,}19)}{0{,}5975} \log U_t + \underset{(6{,}69)^a}{0{,}8998} \log X_{t-1}$$

3.8
$$\log PX_t = \underset{(-3{,}27)^a}{-1{,}7586} - \underset{(-2{,}10)^b}{0{,}2579} \log X_t + \underset{(2{,}81)^a}{0{,}6681} \log YW_t + \underset{(2{,}68)^a}{0{,}5610} \log PXW_t + \underset{(2{,}10)^b}{0{,}4390} \log PX_{t-1}$$
$$R^2 = 0{,}9865 \qquad MSE = 1{,}1807$$

NOTAS: 1) **A variável $PXW_t$ foi medida** pelo índice de preços das exportações dos países industrializados, nas equações 3.2 e 3.6, e pelo valor unitário das exportações mundiais de manufaturados, nas equações 3.4 e 3.8. A variável $PX_t$ inclui os subsídios creditícios, nas equações 3.5 e 3.7, **e apenas os subsídios fiscais, nas equações 3.1 e 3.3.**

2) As letras a, b e c indicam que os coeficientes de regressão são estatisticamente significativos a 1, 5 e 10%, respectivamente. Os valores entre parênteses são as estatísticas *t* de Student. Foram utilizados testes unilaterais, uma vez que está perfeitamente clara a relação entre as variáveis do modelo. O

ficiente da variável defasada, no modelo de desequilíbrio, sugere o ajustamento dinâmico dos preços e, principalmente, das quantidades.[16]

Apesar de os resultados da estimação dos dois modelos terem-se revelado bastante razoáveis, convém alertar para a existência de dois problemas comuns a este tipo de exercício e cuja presença não foi possível remover: a multicolinearidade e a correlação serial dos resíduos. O primeiro está refletido em coeficientes de correlação simples relativamente elevados entre alguns pares de variáveis explicativas, e o segundo nos baixos valores assumidos pela estatística de Durbin-Watson ("*h*" de Durbin, no caso do modelo de desequilíbrio), produzidos no segundo estágio de estimação.[17]

A Tabela 4 apresenta as elasticidades-preço e renda de longo prazo da demanda de manufaturados.[18] Os valores relativamente elevados (sobretudo no modelo de equilíbrio) porém finitos, obtidos para a elasticidade-preço, confirmam a propriedade da abordagem simultânea adotada neste trabalho. Cabe notar que esses valores são bastante superiores aos calculados por Paula Pinto (1982), na única tentativa anterior de estimação de uma equação de demanda das exportações de manufaturados brasileiros (ver Tabela 1). Por seu turno, as estimativas da elasticidade-renda guardam conformidade com os resultados de outros trabalhos do gênero.

16 É possível, entretanto, que esse resultado esteja refletindo sobretudo a autocorrelação dos resíduos.

17 No que concerne à multicolinearidade, não foi possível aplicar nenhum dos métodos convencionais de correção: não havia conhecimento *a priori* sobre os coeficientes, nem a possibilidade de eliminar variáveis sem incorrer em erro (possivelmente mais sério) de especificação do modelo. Quanto à correlação serial, o "pacote" estatístico utilizado não dispõe, para a estimação de um modelo simultâneo, de um método iterativo do tipo Cochrane-Orcutt para a transformação das variáveis. As tentativas de estimar os modelos em primeira diferença, ou, ainda, transformando as variáveis com um coeficiente de autocorrelação de primeira ordem médio das duas equações (gerado no segundo estágio de estimação), também não apresentaram resultados satisfatórios.

18 A distinção entre elasticidades de curto e longo prazos, dado o método de normalização utilizado, só é válida para o caso da equação de oferta do modelo de desequilíbrio.

Tabela 4

*Elasticidades-preço e renda de longo prazo da demanda das exportações de manufaturados*

| Equações | Elasticidade-preço | Elasticidade-renda |
|---|---|---|
| 2.2 | —7,57 | 3,41 |
| 2.4 | n.s. | n.s. |
| 2.6 | —6,32 | 3,14 |
| 2.8 | n.s. | n.s. |
| 3.2 | —3,30 | 2,69 |
| 3.4 | —2,54 | 2,68 |
| 3.6 | —2,82 | 2,59 |
| 3.8 | —2,18 | 2,59 |

FONTE: Tabela 2.
n.s. = os coeficientes de regressão não são significativamente diferentes de zero.

As estimativas das elasticidades (de curto e longo prazos) relevantes da equação de oferta estão apresentadas na Tabela 5. Todos os coeficientes têm os sinais corretos, porém alguns são estatisticamente nulos. A esperada sensibilidade das estimativas manifesta-se mais claramente intermodelos do que intramodelos (como conseqüência das distintas especificações dos preços relativos).

Os valores assumidos pela elasticidade-preço são mais elevados que os obtidos por Goldstein e Khan, como, aliás, se deveria esperar pelo fato de esses autores utilizarem dados trimestrais e aplicarem o modelo a economias com um grau de abertura maior que o da brasileira.[19]

Pelas várias razões expostas na Seção 2 — especificação do modelo, período analisado, construção de variáveis, método de estimação, etc. —, que distinguem este trabalho de outros feitos para o

[19] É plausível que, quanto menor for o tamanho relativo do setor exportador na economia, mais fácil será redirecionar recursos para aumentar as exportações e, portanto, maior a elasticidade-preço de oferta.

## TABELA 5

*Elasticidades-preço e com respeito à utilização de capacidade da oferta de exportação de manufaturados*

| Equações | Elasticidade-preço | | Elasticidade com respeito à utilização de capacidade | |
|---|---|---|---|---|
| | Curto prazo | Longo prazo* | Curto prazo | Longo prazo* |
| 2.1 | — | 2,52 | — | —1,48 |
| 2.3 | — | 2,53 | — | —1,68 |
| 2.5 | — | 2,19 | — | —1,19 |
| 2.7 | — | 2,20 | — | —1,36 |
| 3.1 | 0,56 | 3,04 | —0,77 | —4,13 |
| 3.3 | 0,43 | 3,23 | —0,70 | —5,20 |
| 3.5 | 0,37 | 2,77 | —0,63 | n.s. |
| 3.7 | n.s. | n.s. | —0,60 | n.s. |

FONTES: Tabelas 2 e 3.

* A rigor, apenas o modelo de desequilíbrio permite a distinção entre os efeitos de curto e longo prazos.

n.s. = os coeficientes de regressão não são significativamente diferentes de zero.

Brasil, deixa de ser incluída uma análise comparativa com esses resultados. Cabe, apenas, chamar a atenção para o fato de que nossas estimativas de elasticidades de longo prazo são geralmente superiores aos valores correspondentes ao "consenso na profissão", estabelecido a partir dos trabalhos revistos na Seção 2.

Por último, a variável de utilização de capacidade parece ter um efeito isolado importante sobre as exportações, notadamente no longo prazo.

No caso do modelo de desequilíbrio, ainda em conformidade com Goldstein e Khan (1978, p. 284), foi examinada a condição de estabilidade dinâmica, isto é, se preço e quantidade tendem para o equilíbrio ao longo do tempo. Isso pode ser feito calculando-se as raízes da equação característica do sistema homogêneo de primeira ordem formado pela parte endógena do modelo estrutural:

$$\log X_t - \hat{\gamma}\,\hat{\beta}_1 \log PX_t - (1 - \hat{\gamma}) \log X_{t-1} = 0 \qquad (9)$$

$$\log PX_t - \frac{\hat{\lambda}}{1 + \hat{\lambda}\hat{\alpha}} \log X_t - \frac{1}{1 + \hat{\lambda}\hat{\alpha}} \log PX_{t-1} = 0 \qquad (10)$$

Para que o movimento seja convergente, a condição necessária e suficiente é que os módulos das raízes características, reais ou complexas, sejam menores que a unidade.[20] Os resultados apresentados na Tabela 6 garantem a estabilidade dinâmica do modelo.

A Tabela 6 inclui, ainda, as estimativas do tempo médio de convergência (obtidas a partir dos módulos das raízes características) da combinação preço-quantidade para a posição de equilíbrio, em conseqüência de qualquer deslocamento produzido pelas variáveis exógenas do modelo, que varia de 1,41 a 3,24 (com média pouco superior a dois anos). Essa duração distingue-se dos tempos médios de ajustamento isolados de quantidade e preço sugeridos (implicitamente) pelos coeficientes de ajustamento $\gamma$ e $\lambda$, respectivamente, em virtude de refletirem o deslocamento dinâmico da combinação dessas duas variáveis para a nova posição de equilíbrio, que também se move ao longo do tempo.

Por último, vale a pena explorar algumas implicações do modelo, bem como dos resultados de sua estimação. Tomemos o caso de uma desvalorização cambial — mantidos constantes os preços do produto doméstico e das exportações do resto do mundo —, não apenas pela sua relevância em termos de política econômica, mas principalmente porque nos permite operar com as elasticidades-preço da oferta e da demanda de exportações, cuja estimativa constituiu um dos principais objetivos do trabalho.

Resolvendo o modelo teórico de equilíbrio — equações (1) e (2) — para log $PX_t$ e diferenciando, obtemos:[21]

$$d \log PX_t = \frac{\alpha_1}{\beta_1 - \alpha_1} \cdot d \log \left( \frac{E_t}{P_t} \right) \qquad (11)$$

o que nos dá a variação no preço de equilíbrio. Por seu turno, a variação nas quantidades é dada por:

$$d \log X_t = \frac{\alpha_1 \beta_1}{\beta_1 - \alpha_1} \cdot d \log \left( \frac{E_t}{P_t} \right) \qquad (12)$$

[20] Ver Gandolfo (1971, pp. 56-8).

[21] Esta expressão corresponde à conhecida fórmula da incidência (sobre o consumidor) de um subsídio, na análise de equilíbrio parcial, em termos das elasticidades-preço de demanda e de oferta.

## Tabela 6

*Modelo de desequilíbrio: ajustamento de quantidades e de preços, raízes características e tempo médio de convergência para o equilíbrio*

| Equações | Ajustamento de quantidades | | Ajustamento de preços | | Raízes características | | | Tempo médio de convergência para o equilíbrio |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Coeficiente de ajustamento ($\gamma$) | Tempo médio de ajustamento $(\gamma)^{-1}$ | Coeficiente de ajustamento ($\lambda$) | Tempo médio de ajustamento $(\lambda)^{-1}$ | Real | Imaginária | Módulo | |
| 3.1 | 0,19 | 5,26 | — | — | — | — | — | — |
| 3.3 | 0,14 | 7,14 | — | — | — | — | — | — |
| 3.5 | 0,14 | 7,14 | — | — | — | — | — | — |
| 3.7 | 0,10 | 9,98 | — | — | — | — | — | — |
| 3.2 | — | — | 1,03 | 0,97 | — | — | — | — |
| 3.4 | — | — | 0,59 | 1,70 | — | — | — | — |
| 3.6 | — | — | 0,99 | 1,01 | — | — | — | — |
| 3.8 | — | — | 0,59 | 1,70 | — | — | — | — |
| 3.1 e 3.2 | — | — | — | — | 0,5979 | — | 0,5979 | 1,67 |
| | | | | | 0,3090 | — | 0,3090 | 3,24 |
| 3.3 e 3.4 | — | — | — | — | 0,5818 | ±0,0953 | 0,5895 | 1,70 |
| 3.5 e 3.6 | — | — | — | — | 0,7087 | — | 0,7087 | 1,41 |
| | | | | | 0,3220 | | 0,3220 | 3,11 |
| 3.7 e 3.8 | — | | | | 0,6866 | | 0,6866 | 1,46 |
| | | | | | 0,5753 | — | 0,5753 | 1,74 |

FONTE: Tabela 3.

A Tabela 7 apresenta o impacto de uma desvalorização cambial de 10%, nas condições definidas acima, com base nas elasticidades estimadas nas melhores regressões dos modelos de equilíbrio e desequilíbrio.

A tabela discrimina, ainda, os efeitos sobre os preços (em dólares) e as quantidades exportadas, bem como o efeito líquido sobre a receita de exportações. Cabe destacar que, no modelo de desequilíbrio, a distinção entre os efeitos de curto e longo prazos é explicada exclusivamente pela existência de elasticidades-preço da oferta de exportações diferenciadas, ou seja, a elasticidade-preço da demanda é a mesma em ambos os casos. Os prazos de ajustamento são de um período, no caso dos modelos de equilíbrio e desequilíbrio de curto prazo, e aqueles estimados na Tabela 6, no caso do modelo de desequilíbrio de longo prazo.

A título de exemplo, examinemos os resultados previstos (no longo prazo) pelo modelo de desequilíbrio, com base nas estimativas 3.3 e 3.4. Uma desvalorização cambial de 10% leva, *ceteris paribus*, a uma redução do preço em dólares dos manufaturados brasileiros

TABELA 7

*Efeito de uma desvalorização cambial de 10%*
*(com* P *e* PXW *constantes)*

(Em %)

| Modelos/equações | Efeito sobre preços (1) | Efeito sobre quantidades (2) | Efeito sobre a receita de exportações (3) = (1) + (2)* |
|---|---|---|---|
| 1 — *Equilíbrio* | | | |
| Equações 2.5 e 2.6 | —2,57 | +16,27 | +13,3 |
| 2 — *Desequilíbrio* | | | |
| Curto prazo | | | |
| Equações 3.1 e 3.2 | —1,47 | +4,86 | +3,32 |
| Equações 3.3 e 3.4 | —1,47 | +3,73 | +2,20 |
| Longo prazo | | | |
| Equações 3.1 e 3.2 | —4,79 | +15,83 | +10,28 |
| Equações 3.3 e 3.4 | —5,60 | +14,23 | +7,83 |

FONTES: Tabelas 4 e 5.
* Inclui o termo de interação.

de 5,6% (os restantes 4,4% são absorvidos pelo exportador) e a um incremento das quantidades exportadas de 14,2%. O efeito líquido sobre a receita, descontado o termo de interação, ocorreria num prazo de aproximadamente 20 meses e representaria um acréscimo de 7,8%.

Note-se que a elasticidade da receita no longo prazo assume valores entre 0,8 e 1,3, em linha, portanto, com as elasticidades-preço da oferta — a rigor, as elasticidades em relação à razão *quantum* exportado/produto industrial —, obtidas nas regressões de Cardoso e Dornbusch (1980), Musalem (1981) e Lopes e Lara Resende (1981), que ignoram qualquer efeito sobre o preço, o que as torna comparáveis. As principais diferenças ficam por conta da dinâmica de ajuste e do tempo de convergência para o equilíbrio.

O modelo prevê, portanto, um efeito pouco significativo da desvalorização cambial no curto prazo, como resultado das distintas velocidades de ajustamento de preços e de quantidades. No curto prazo, a maior velocidade no ajustamento dos preços é apenas compensada pelo incremento nas quantidades exportadas. Esses resultados, aliados às elasticidades de demanda de importações obtidas por Abreu e Horta (1982), forneceriam apoio empírico ao conhecido argumento, desenvolvido em diversos modelos teóricos, de que o impacto inicial de uma desvalorização cambial sobre a balança comercial atua principalmente via redução das importações, e não via uma substancial expansão das exportações.

## 5 — Conclusões

Os estudos anteriores sobre o comportamento das exportações brasileiras de manufaturados consistiram, essencialmente, em estimações de funções de oferta (onde a elasticidade-preço da demanda era suposta infinitamente elástica, com base na hipótese de "país pequeno") ou de formas reduzidas de modelos estruturais, nem sempre explicitados. Com isso, não foi possível dar um tratamento adequado ao papel da renda mundial e, ao mesmo tempo, recuperar as elasticidades-preço da oferta de exportações. Esse problema foi reconhe-

cido pelos autores de alguns desses estudos, que sugeriram a conveniência de uma abordagem simultânea.

O objetivo central deste trabalho foi precisamente estimar um modelo simultâneo, que levasse em conta, explicitamente, a possibilidade de uma relação simultânea de quantidade e preço nas exportações de manufaturados. O modelo foi especificado admitindo-se que o ajustamento ocorre instantaneamente e, também, com uma defasagem distribuída no tempo. Em ambos os casos, foi utilizado o método de mínimos quadrados em três estágios, com dados anuais para o período 1959/81, e os resultados encontrados foram bastante satisfatórios.

Pode-se constatar que a demanda mundial das exportações brasileiras de manufaturados é bastante sensível à variação de preço e de renda. Em particular, pode-se confirmar a impropriedade de se tratar a demanda externa como infinitamente elástica.

No que concerne à oferta de exportações, foi possível obter estimativas razoavelmente consistentes da elasticidade-preço, que podem ser interpretadas em seu verdadeiro conceito teórico. O efeito da utilização da capacidade foi igualmente estimado e é bastante expressivo.

Para exemplificar as possibilidades de aplicação do modelo, foi examinado o efeito de uma desvalorização cambial (mantidos constantes o preço doméstico e o das exportações do resto do mundo) sobre a balança comercial, no contexto de equilíbrio parcial. Com base nas estimativas das elasticidades-preço de demanda e de oferta e nas distintas velocidades de ajustamento de preços e de quantidades (de curto e longo prazos), foi possível calcular que uma desvalorização real de 10% permitiria, no prazo de um ano, uma redução de 1,5% no preço em dólares dos manufaturados brasileiros e um incremento de 4,8% nas quantidades exportadas. A receita aumentaria em apenas 3,3%. No longo prazo, entretanto, o efeito seria significativo: a receita de exportações se elevaria entre 7,8 e 10,3%. Naturalmente, esses resultados devem ser interpretados com cautela, não somente tendo em vista o caráter aproximativo das estimativas, como, principalmente, por dependerem, criticamente, da possibilidade de se promoverem desvalorizações reais da taxa de câmbio,

o que implica o rompimento do mecanismo de transmissão de pressões altistas sobre os preços internos, produzidas pela própria alteração da taxa de câmbio.

## Bibliografia


ABREU, M. de P., e HORTA, M. H. T. T. *Demanda de importações no Brasil, 1960-1980: estimações agregadas e desagregadas por categoria de uso e projeções para 1982.* Texto para Discussão Interna, 48. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1982.

ASSIS, M. P. *A estrutura e o mecanismo de transmissão do modelo macroeconométrico para o Brasil.* Mimeo. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1981.

CARDOSO, E. Incentivos às exportações de manufaturados: série histórica. *Revista Brasileira de Economia, 34* (2), 1980.

CARDOSO, E., e DORNBUSCH, R. Uma equação para as exportações brasileiras de manufaturados. *Revista Brasileira de Economia, 34* (3), 1980.

CARVALHO, J. L., e HADDAD, C. S. *Estratégias comerciais e absorção de mão-de-obra no Brasil.* Série Pesquisas EPGE, 1. Rio de Janeiro, Editora da Fundação Getulio Vargas, 1980. Versão preliminar, mimeo: 1978.

DE LA CAL, M. S. *Uma análise econométrica da balança comercial brasileira: 1965-1979.* Dissertação de Mestrado não publicada. Rio de Janeiro, UFF, 1981.

DHRYMES, P. J. *Econometrics — statistical foundations and applications.* New York, Springer-Verlag, 1974.

DOELLINGER, C. von, *et alii. Exportações dinâmicas brasileiras.* Coleção Relatórios de Pesquisa, 2. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1971.

GANDOLFO, G. *Mathematical methods and models in economic dynamics*. Amsterdam, North-Holland Publishing Co., 1971.

GOLDSTEIN, M., e KHAN, M. S. The supply and demand for exports: a simultaneous approach. *The Review of Economics and Statistics, 60* (2), 1978.

HOUTHAKKER, H. S., e TAYLOR, L. D. *Consumer demand in the United States*. 2.ª ed.; Cambridge, Mass., Harvard University Press, 1970.

INTRILIGATOR, M. D. *Econometric models, techniques & applications*. Englewood Cliffs, Prentice-Hall, Inc., 1978.

LEMGRUBER, A. C. O balanço de pagamentos do Brasil: uma análise quantitativa. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, *6* (2) :313-52, ago. 1976.

LOPES, F. L., e LARA RESENDE, A. *Inflação e balanço de pagamentos: uma análise quantitativa das opções de política econômica*. Relatório de Pesquisa, 1. Rio de Janeiro, PUC/RJ, 1981.

LUNDBORG, P. The elasticities of supply and demand for Swedish exports in a simultaneous model. *Scandinavian Journal of Economics, 83* (3), 1981.

MARKWALD, R. A. *Estimação de equações de oferta desagregadas para o Brasil, 1960-1980*. Mimeo. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1981.

MUSALEM, A. R. Política de subsídios e exportações de manufaturados no Brasil. *Revista Brasileira de Economia, 35* (1), 1981.

MUSSI, C. H. F. *Fatores de demanda nas exportações de manufaturados brasileiros*. Dissertação de Mestrado não publicada. Rio de Janeiro, PUC/RJ, 1982.

PAULA PINTO, M. B. O crescimento das exportações brasileiras de manufaturados, 1954-1974. *Estudos Econômicos, 10* (3), 1980. Versão preliminar, mimeo: 1979.

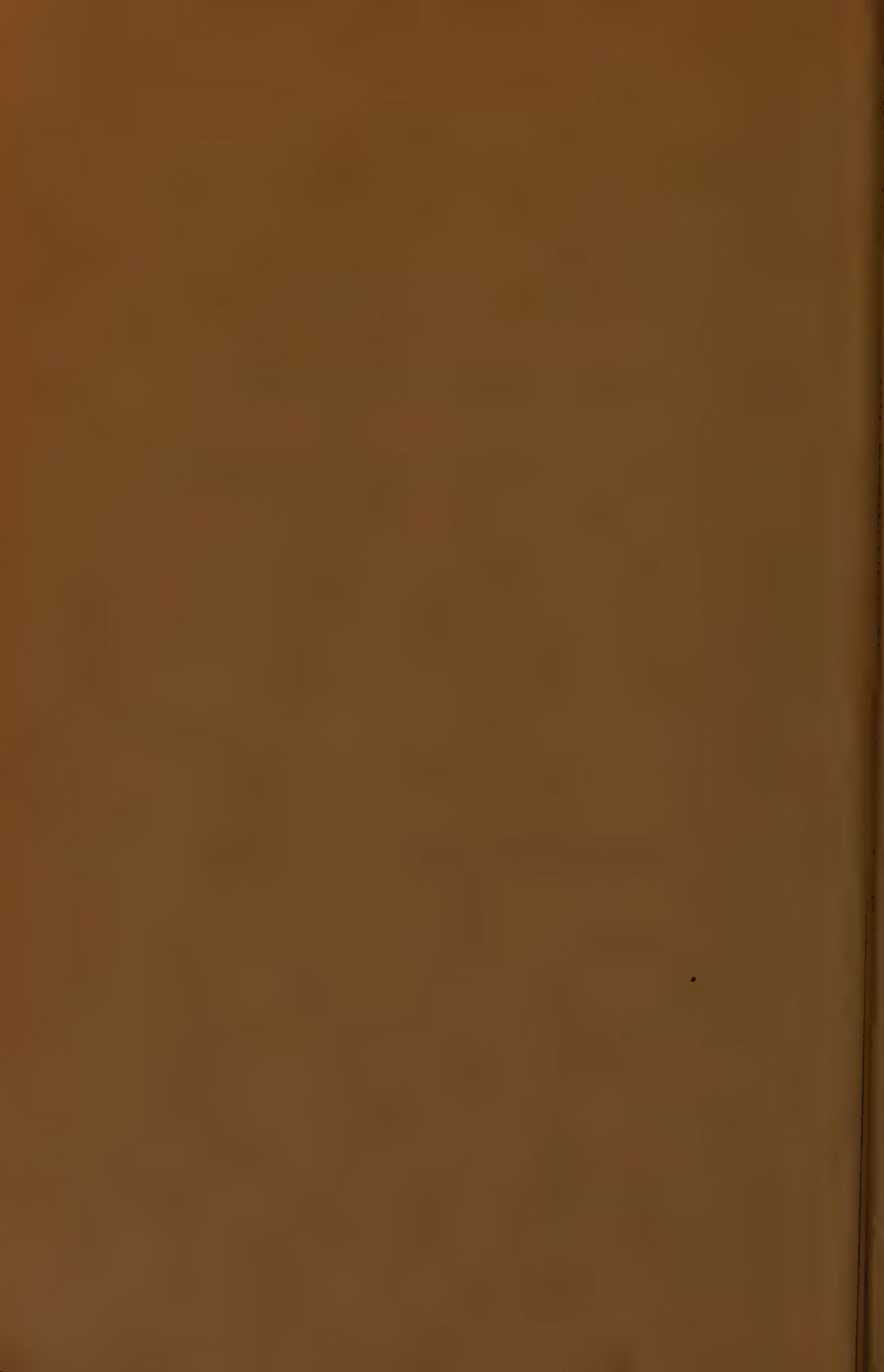
———. *Política cambial, política salarial e o potencial das exportações de manufaturados.* Mimeo. Relatório PNPE, 1982.

REIS, E. J. *Estimação de equações de exportações.* Mimeo. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1979.

SUPLICY, E. M. *Os efeitos das minidesvalorizações na economia brasileira.* Rio de Janeiro, Editora da Fundação Getulio Vargas, 1976.

TYLER, W. G. *Manufactured export expansion and industrialization in Brazil.* Kieler Studien, 134. Tübingen, 1976.

WEFA — Wharton Econometric Forecasts Associates. *The Brazilian econometric model version III.* Philadelphia, University of Pennsylvania, 1978.

*(Originais recebidos em agosto de 1983. Revistos em setembro de 1983.)*

# O regime de *drawback* nas exportações de manufaturados e a balança comercial do Brasil *

ALBERTO ROQUE MUSALEM **

*O principal objetivo deste trabalho é estudar os determinantes do coeficiente de insumos importados na produção de manufaturados para exportação beneficiados com o mecanismo de* drawback. *É encontrada uma elasticidade em relação ao preço relativo igual a —1, confirmando a substituição entre insumos importados e produzidos domesticamente, e conclui-se que o sistema de* drawback, *tal como aplicado às exportações de manufaturados, introduz uma distorção, discriminando de maneira desfavorável a utilização de insumos produzidos domesticamente. Adicionalmente, as estimativas sugerem que o efeito líquido do sistema de* drawback *sobre a balança comercial pode ser negativo.*

## 1 — Introdução

No elenco de instrumentos da política de incentivo às exportações brasileiras de manufaturados, destaca-se o sistema de *drawback*, que basicamente isenta o exportador do produto final do pagamento dos impostos de importação, ICM e IPI que incidiriam sobre os insumos importados.

Os resultados apresentados na tabela a seguir nos fornecem algumas informações relevantes sobre o sistema de *drawback* desde

* O autor agradece à Fundação Rockefeller pelo apoio financeiro recebido. Sonia Dahab e dois *referees* anônimos desta revista fizeram importantes sugestões que permitiram melhorar o trabalho.

** Professor Visitante do Curso de Mestrado em Economia da Universidade Federal da Bahia.

*Brasil: resultados do sistema de* drawback *no período 1969/78*

| Anos | Importações no regime de *drawback* (US$ milhões FOB) (1) | | Exportações vinculadas ao *drawback* (US$ milhões FOB) (2) | | Coeficiente de insumos importados nas exportações vinculadas ao *drawback* — η (%) (3) = (1)/(2) | Exportações de manufaturados (US$ milhões FOB) (4) | | Participação das exportações vinculadas ao *drawback* no total das exportações de manufaturados (%) | Importações não petróleo (US$ milhões FOB) (6) | Participação das importações no regime de *drawback* no total das importações sem petróleo (%) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Preço de 1970 | Preço corrente | Preço de 1970 | Preço corrente | Preço de 1970 | Preço de 1970 | Preço corrente | (5) = (2)/(4) | Preço corrente | (7) = (1)/(6) |
| 1969 | 11,8 | 11,4 | 47,8 | 45,3 | 24,7 | 515,5 | 488,2 | 9,3 | 1 789 | 0,6 |
| 1970 | 42,8 | 42,8 | 197,7 | 197,7 | 21,7 | 657,3 | 657,3 | 30,1 | 2 271 | 1,9 |
| 1971 | 65,4 | 66,0 | 315,7 | 350,4 | 20,7 | 738,4 | 819,6 | 42,8 | 2 920 | 2,3 |
| 1972 | 100,9 | 111,0 | 400,7 | 496,9 | 25,2 | 1.046,5 | 1 297,6 | 38,3 | 3 823 | 2,9 |
| 1973 | 177,8 | 234,7 | 567,3 | 992,8 | 31,3 | 1.147,6 | 2 008,3 | 49,4 | 5 481 | 4,3 |
| 1974 | 188,6 | 333,8 | 447,8 | 1 101,7 | 42,1 | 1.292,6 | 3 179,7 | 34,6 | 9 801 | 3,4 |
| 1975 | 303,9 | 559,2 | 654,0 | 1 595,7 | 46,5 | 1 407,5 | 3 434,2 | 46,5 | 9 335 | 6,0 |
| 1976 | 268,0 | 509,2 | 1.014,0 | 2.362,7 | 26,4 | 1.552,8 | 3 618,1 | 65,3 | 8 779 | 5,8 |
| 1977 | 227,7 | 457,6 | 902,5 | 2.355,6 | 25,2 | 1.871,1 | 4 883,6 | 48,2 | 8 209 | 5,6 |
| 1978 | 298,1 | 652,8 | 1 103,3 | 2 714,0 | 27,0 | 2.643,9 | 6 504,0 | 41,7 | 9 487 | 6,9 |

**FONTES: Colunas 1 e 2:** *Relatório Anual da CACEX* (1977 e 1978); deflator das colunas 1 e 4: Índice de Preço dos Manufaturados Importados em dólares; deflator da coluna 2: Índice de Preço dos Manufaturados Exportados em dólares; ambos os índices base 1970, extraídos de *Conjuntura Econômica*.

Colunas 4 e 6: *Relatório Anual do Banco Central* (mar. 1976, abr. 1978, jun. 1980 e fev. 1981).

a sua implantação em 1969 até 1978.[1] Constatamos, nesse período, que o coeficiente de insumos importados utilizados nas exportações vinculadas ao *drawback* (coluna 3) oscilou, de maneira cíclica, entre 21 e 47%. Por outro lado, as exportações de manufaturados sob o mesmo regime têm crescido significativamente, até representarem, no final do período, aproximadamente metade do total daquelas efetivadas pelo País (coluna 5). A participação das importações sob o regime de *drawback* em relação ao total das importações brasileiras foi, também, crescente. A coluna 7 nos mostra que, no último ano da série, esta participação alcançou o patamar de 7% do total das importações, excluído o petróleo.

O objetivo principal deste trabalho é estudar os determinantes do comportamento do coeficiente de insumos importados na produção de exportações vinculadas ao regime de *drawback*. Estamos interessados, particularmente, em detectar os efeitos substituição, investimento e expansão.

Na seção seguinte apresentaremos o modelo. A terceira seção mostra os resultados obtidos. A Seção 4 discute os efeitos do regime de *drawback* sobre a balança comercial. Na última seção apresentaremos as conclusões decorrentes da análise. No Apêndice Estatístico figuram os dados utilizados nas estimativas.

## 2 — O modelo

Trata-se de um pequeno país que se defronta com os preços internacionais de insumos industriais importados e de produtos manufaturados finais, bem como a taxa de juros no mercado mundial, exogenamente determinados.

O preço interno de manufaturados, $P_M$, como encontrado nas estatísticas disponíveis, pode ser definido como:

$$P_M \equiv (EP^*_{MI}\ T_I)^{\alpha_I} \cdot (EP^*_{M\varepsilon}\ T_\varepsilon)^{\alpha_\varepsilon} \cdot (P_{MN})^{\alpha_N} \quad (1)$$

1 Último ano em que os dados estavam disponíveis, obtidos através do escritório da CACEX em Salvador. Esforços para atualização das séries de exportações e importações vinculadas ao *drawback* foram infrutíferos.

onde:

$P^*_{MI}$ = nível de preço internacional das importações de manufaturados em dólares;

$P^*_{ME}$ = nível de preço internacional das exportações de manufaturados em dólares;

$E$ = tipo de câmbio indicando as unidades de cruzeiro por dólar;

$P_{MN}$ = nível de preço de manufaturados não-comerciáveis internacionalmente em cruzeiros;

$T_I$ = diferencial entre preços internos e externos, conseqüente de tarifas, impostos indiretos, restrições e outros encargos protecionistas às importações de manufaturados; [2]

$T_E$ = diferencial entre preços internos e externos de manufaturados exportados resultante dos incentivos a estas exportações; [3] e

$\alpha_I$, $\alpha_E$ e $\alpha_N$ = participações no dispêndio nacional em manufaturados dos respectivos subsetores.

A taxa de juros nominal, $i$, está determinada da seguinte maneira:

$$1 + i = \lambda \, (1 + r^*) \, (1 + \hat{E}) \qquad (2)$$

onde:

$r^*$ = taxa de juros internacional;

$\hat{E}$ = taxa de desvalorização esperada; e

$\lambda$ = parâmetro de política econômica que, através da intervenção no mercado de capitais, introduz divergência entre a taxa de juros nominal interna e aquela que vigoraria num mercado livre.

[2] A definição de $T_I$ é $T_I \equiv (1 + t)$, onde $t$ indica a taxa do imposto implícito *ad valorem*.

[3] A definição de $T_E$ e sua série no período 1964-78 podem ser obtidas em Musalem (1981).

A equação a ser estimada para o coeficiente direto de insumos importados incorporados nas exportações vinculadas ao regime de *drawback*, $y$, é representada por:

$$y = a + bp + cr + dx + u \qquad (3)$$

Com o objetivo de melhor compreender os parâmetros e variáveis envolvidos na equação a ser estimada, discutiremos, separadamente, cada um deles. Os erros são ilustrados por $u$.

A variável $y$ é definida pela razão entre o valor a preços constantes das importações de insumos e o valor das exportações, ambos vinculados ao regime de *drawback*, como se pode observar na coluna 3 da tabela anterior.

A variável $p$ indica o preço das importações de insumos no regime de *drawback* em termos do preço de manufaturados nacionais, isto é:

$$p = \frac{EP^*_{MI}}{P_M} = \frac{EP^*_{MI}}{(EP^*_{MI}\, T_I)^{\alpha_I} \cdot (EP^*_{M\varepsilon}\, T_\varepsilon)^{\alpha\varepsilon} \cdot (P_{MN})^{\alpha_N}} =$$

$$= \left(\frac{E}{P_{MN}}\right)^{\alpha_N} \frac{1}{T_I{}^{\alpha_I}} \frac{(P^*_{MI})^{1-\alpha_I}}{(T_\varepsilon\, P^*_{M\varepsilon})^{\alpha\varepsilon}} .$$

Multiplicando e dividindo por $(P^*_{MI})^{\alpha_N}$, resulta em:

$$p = \left(\frac{EP^*_{MI}}{P_{MN}}\right)^{\alpha_N} \frac{1}{T_I{}^{\alpha_I}} \left(\frac{P^*_{MI}}{T_\varepsilon\, P^*_{M\varepsilon}}\right)^{\alpha\varepsilon} . \qquad (4)$$

onde:

$e = \dfrac{EP^*_{MI}}{P_{MN}}$ = taxa de câmbio real ou preço internacional de manufaturados importados em moeda nacional relativo a manufaturados não-comerciáveis; e

$q = \dfrac{P^*_{MI}}{T_\varepsilon\, P^*_{M\varepsilon}}$ = preço relativo internacional entre manufaturados importados *versus* exportados (é o termo de troca entre insumo/produto).

A taxa de variação em $p$ resulta de (4) em:

$$\hat{p} = \alpha_N \hat{e} - \alpha_I \hat{T}_I + \alpha_e \hat{q} \tag{5}$$

onde o símbolo "^" acima da variável representa sua taxa de variação.

A nossa variável $p$ incorpora, na verdade, três efeitos: dois deles correspondem à substituição entre fontes de fornecimento de insumos e o terceiro relaciona-se com o efeito expansão no produto.

O componente $e$ em $p$ indica o preço dos insumos importados, no regime de *drawback*, em relação ao preço do subsetor de manufaturados não-comerciáveis. Esta relação faz parte da tradição do modelo de economia dependente de Salter (1959), que destaca a relação intersetorial entre comerciáveis *versus* não-comerciáveis. Dentro desse modelo, um aumento na taxa de câmbio real (em $e$), por exemplo, através de uma desvalorização, causará um aumento em $p$ na proporção $\alpha_N$. Este efeito detecta a substituição de insumos importados em favor daqueles produzidos no subsetor de não-comerciáveis dentro da atividade manufatureira nacional.

O componente $T_I$ em $p$ representa o preço dos insumos importados no regime de *drawback* relativo ao custo de aquisição alternativo no subsetor da atividade manufatureira nacional dedicado à produção de substitutos de importações. Uma diminuição na proteção a este subsetor através da política comercial (diminuição em $T_I$) causará um aumento em $p$ na proporção $\alpha_I$. Isto representa um encarecimento relativo dos bens intermediários externos sob o regime de *drawback* induzido pela diminuição de preço daqueles de origem nacional.

Resumindo, as variações em $p$ originadas por mudanças em $e$ e/ou $T_I$ identificam o efeito substituição na demanda de insumos importados no regime de *drawback*. Um aumento em $p$ causado por estes elementos indica um encarecimento relativo de fontes externas de suprimento de insumos em favor de fontes nacionais (não-comerciáveis e ou substitutos de importações). Assim, devemos esperar sinal negativo no coeficiente $b$ do nosso modelo representado pela equação (3).

O componente $q$ em $p$ representa a relação entre o preço do insumo importado no regime de *drawback* e o preço do produto final recebido pelo exportador de manufaturados. Para que $e$ e $T_i$ permaneçam constantes, um aumento em $q$ pode verificar-se de duas maneiras equivalentes: *a*) diminuição no preço do produto final; ou *b*) aumento proporcional no preço dos insumos nacionais e no regime de *drawback*. Qualquer um tem o mesmo efeito sobre a produção, isto é, a redução da mesma através de menor utilização dos insumos variáveis. Supondo que o setor opera no estágio II de produção, haverá um aumento no produto médio destes insumos. Em conseqüência, um aumento em $q$, mantendo $e$ e $T_i$ constantes, aumentará $p$ na proporção $\alpha_\varepsilon$ e reduzirá $y$.

Logo, o sinal do coeficiente da variável $p$ — $b$ na equação (3) — deverá ser negativo qualquer que seja a natureza da mudança em $p$, devido aos efeitos substituição ou expansão.

Com o intuito de corrigir a deficiência da nossa variável $p$, incluímos a variável $x$ — desvio das exportações da sua tendência — na equação (3). Desse modo, ao analisarmos o coeficiente da variável $p$, mantendo constante o efeito expansão, podemos identificar o efeito puramente substituição no coeficiente $b$ já mencionado.

A variável $x$ é identificada pelos desvios da tendência na razão entre o *quantum* de exportações de manufaturados sobre o *quantum* da produção industrial, $w$.[4] Um valor positivo para $x$ indica que as exportações estão acima do nível correspondente à trajetória de expansão de longo prazo, que se caracteriza pelo aumento eqüiproporcional em todos os recursos da produção do setor industrial e pelo progresso tecnológico. Assim, quando $x$ é positiva, a expansão na produção se dará através do uso mais intensivo dos fatores fixos, isto é, os produtos médios dos fatores variáveis deverão diminuir (aumento em $y$) e, em conseqüência, o coeficiente $d$ da variável $x$ deverá ser positivo.

Finalmente, para completar o nosso modelo introduzimos a variável $r$, que representa o custo de oportunidade de manter estoques

4 O comportamento desta variável é estudado nos trabalhos de Cardoso e Dornbusch (1980) e Musalem (1981).

de insumos importados ou a taxa de juros real. Como não se dispõe das quantidades de insumos importados efetivamente utilizadas no processo de produção, mas sim das importações de insumo no regime de *drawback*, foi necessário introduzir a taxa de juros real como variável para "limpar" a variável dependente do componente investimento na demanda de importações destes insumos. A definição de $r$ será dada por:

$$r = \frac{(1+i) - (1+\hat{E})\,(1+\hat{P}^*_M)}{(1+\hat{E})\,(1+\hat{P}^*_M)}$$

onde:

$\hat{P}^*_M$ = taxa esperada de inflação internacional de insumos manufaturados importados.

Como já vimos em (2), $1 + i = \lambda(1 + r^*)(1 + \hat{E})$ e, daí:

$$r = \frac{\lambda(1+r^*)\,(1+\hat{E}) - (1+\hat{E})\,(1+\hat{P}^*_M)}{(1+\hat{E})\,(1+\hat{P}^*_M)}$$

Simplificando, resulta:

$$r = \frac{\lambda(1+r^*) - (1+\hat{P}^*_M)}{(1+\hat{P}^*_M)}$$

Para estimarmos a variável taxa de juros real, precisamos supor que o modelo de formação das expectativas de inflação mundial corresponde àquele das expectativas racionais: [5]

Um elevado custo de oportunidade de manter estoques de insumos importados desestimulará o componente investimento na demanda de importações e, em conseqüência, diminuirá o nosso coeficiente de insumos importados nas exportações vinculadas ao sistema de *drawback*. Portanto, o sinal do parâmetro $c$, no nosso modelo, deverá ser negativo.

[5] Os erros do modelo, $u$, deverão incluir o "ruído branco", em decorrência da hipótese de expectativas racionais, introduzida na construção da variável taxa de juros real.

## 3 — Estimativa

O ajustamento ao nosso modelo, para a amostra anual disponível no período 1969/78, utiliza o método de mínimos quadrados ordinários, corrigido para autocorrelação dos erros pelo método Hildreth-Lu. Os resultados obtidos foram os seguintes:

$$y = 270 - 0{,}54p - 1{,}15r + 1{,}77x \qquad (6)$$
$$(7{,}4) \quad (-1{,}94) \quad (-12{,}4) \quad (4{,}8)$$

$$n = 10;\ R^2 = 0{,}96;\ \bar{R}^2 = 0{,}93;\ DW = 1{,}94;\ \rho = -0{,}8$$

Os valores entre parênteses representam a estatística $t$ e todas as variáveis estão definidas através de índices.

O tamanho da amostra disponível constitui-se na grande restrição do trabalho. Entre outras limitações, dificulta, por exemplo, o uso do modelo de ajustamento parcial. Entretanto, os expressivos resultados obtidos justificam a análise e tornam relevantes as contribuições advindas do presente estudo. A análise das covariâncias sugere que não há problemas de colinearidade entre as variáveis independentes.

Os coeficientes de todas as três variáveis mostraram-se significativos e com os sinais esperados. Estas constatações nos permitem admitir que a demanda de importações de insumos no regime de *drawback* apresenta os seguintes efeitos: a) substituição via preços em relação aos insumos de produção nacional; b) investimento por alterações no nível dos estoques, em resposta a mudanças no custo de oportunidade dos mesmos; e c) expansão por desvios de produção de exportações da sua tendência de longo prazo.[6]

Um aumento de 10 pontos no índice de preço relativo de insumos importados, $p$, causou em média uma queda de 5,4 pontos no índice do coeficiente destes insumos na produção de manufaturados sob o regime de *drawback*. Por sua vez, um aumento de 10 pontos no

[6] Lopes e Lara Resende (1981) não conseguiram detectar o efeito substituição via preços na demanda de importações agregadas para a economia, o qual, entretanto, foi obtido no estudo realizado por Cardoso (1982).

índice da variável taxa de juros real, $r$, gerou em média uma queda de 11,5 pontos no índice do coeficiente insumos importados/produto, ao passo que um hiato expansionista de 10 pontos na razão entre os índices de *quantum* de exportações de manufaturados e o produto industrial ocasionou um aumento de 17,7 pontos no índice do coeficiente insumos importados/produto.

A taxa de variação no coeficiente insumos importados/produto ao longo da tendência, $n$, pode ser obtida da seguinte maneira:

$$n = \frac{1}{y} \frac{\partial y}{\partial t} = \frac{1}{y} \frac{\partial y}{\partial x} \frac{\partial x}{\partial t} = \frac{d}{y} \cdot \frac{\partial (w - \overline{w})}{\partial t}$$

onde o nível de tendência, $\overline{w}$, é dado por:

$$\overline{w} = 89 + 4{,}6t$$
$$(14) \quad (4{,}6)$$
$$R^2 = 0{,}72; \quad DW = 1{,}98$$

Logo, considerando o valor médio de 134,34 para $y$ e substituindo pelas estimativas dos coeficientes, temos a taxa de variação no coeficiente insumos importados/produto ao longo da trajetória de longo prazo. Assim:

$$n = \frac{1}{y} \frac{\partial y}{\partial t} = - \frac{(1{,}77)\ (4{,}6)}{134{,}34} = -0{,}061$$

Este resultado pode sugerir que o coeficiente insumos importados/produto apresentaria declínio ao longo da trajetória de expansão de longo prazo, isto é, os retornos de escala poderiam ter sido crescentes e/ou o progresso tecnológico poderia ter sido poupador de insumos importados.

A elasticidade-preço ou substituição, $\sigma$, no ponto médio é igual a $-0{,}46$ (os valores médios de $y$ e $p$ são 134,34 e 114,6, respectivamente). O valor da elasticidade insumo/produto com respeito à expansão das exportações, $\delta$, no ponto médio é igual a 1,51 (o valor médio de $w$ é igual a 114,6). Estas magnitudes têm grande importância na análise do efeito do regime de *drawback* na balança comercial, assunto que passaremos a discutir em seguida.

## 4 — O regime de *drawback* e a balança comercial

O objetivo principal da implantação do regime de *drawback* é o de melhorar a competitividade internacional das exportações de manufaturados. Sob este regime certamente a meta será alcançada e as exportações expandir-se-ão. Entretanto, o *drawback* discrimina de maneira desfavorável os insumos de origem nacional. Caso o efeito substituição entre insumos de origem interna e externa for nulo, o propósito de melhorar a competitividade induziria a uma melhora, também, na balança comercial, desde que a expansão das exportações supere a expansão das importações de insumos.

Neste trabalho desenvolvemos uma linha de raciocínio que nos permite aceitar a hipótese da substituição entre insumos de origem interna e externa. Em conseqüência, a condição para que a implantação do regime de *drawback* melhore a balança comercial torna-se ainda mais exigente.

Consideremos o caso em que as exportações são exclusivamente de manufaturados e as importações só de bens intermediários no regime de *drawback*, constituindo-se este no *único* incentivo às exportações. Definindo as unidades das mercadorias tais que o seu preço internacional seja igual a 1, temos para a balança comercial em moeda estrangeira a seguinte expressão:

$$BC = \overline{M} - y\overline{M} = \overline{M}\ (1 - y)$$

onde $\overline{M}$ é a quantidade e o valor das exportações de manufaturados em moeda estrangeira. A balança comercial como proporção da produção industrial interna é:

$$bc = \frac{BC}{Q} = \frac{\overline{M}}{Q}\ (1 - y) = w\,(1 - y)$$

onde $Q$ é o *quantum* da produção industrial e $w = \overline{M}/Q$ corresponde à participação das exportações de manufaturados na produção industrial, enquanto a mudança na balança comercial relativa será:

$$\Delta bc = \Delta w\ (1 - y) - w\Delta y$$

Definimos $\bar{p}$ como o preço dos manufaturados exportados relativo a manufaturados internos. Então:

$$\Delta w = \xi w \frac{\Delta \bar{p}}{\bar{p}}$$

$$\Delta y = - \sigma y \frac{\Delta p}{p} + d\Delta x = - \sigma y \frac{\Delta p}{p} + d\Delta w - d\Delta \bar{w}$$

$$\Delta y = - \sigma y \frac{\Delta p}{p} + dw\xi \frac{\Delta \bar{p}}{\bar{p}} - dg = - \sigma y \frac{\Delta p}{p} +$$

$$+ \delta y \xi \frac{\Delta \bar{p}}{\bar{p}} - ny$$

onde:

$\xi$ = elasticidade-preço da oferta de exportações de manufaturados;

$\sigma$ = elasticidade efeito substituição no coeficiente de insumos importados, definida como positiva;

$\delta$ = elasticidade efeito expansão no coeficiente de insumos importados $[\delta = (wd)/y]$;

$g$ = coeficiente angular no ajuste de tendência da variável $w$; e

$n$ = taxa de variação em $y$ ao longo da tendência $(gd/y)$.

Substituindo na equação de $\Delta bc$, temos:

$$\Delta bc = \xi w \frac{\Delta \bar{p}}{\bar{p}} (1 - y) + w\sigma y \frac{\Delta p}{p} - w\delta y \xi \frac{\Delta \bar{p}}{\bar{p}} + wny$$

A mudança na balança comercial como proporção das exportações iniciais será:

$$\frac{\Delta BC}{\bar{M}} = \frac{\Delta bc}{w} = \xi \frac{\Delta \bar{p}}{\bar{p}} [1 - y (1 + \delta)] +$$

$$+ \sigma y \frac{\Delta p}{p} + ny \qquad (7)$$

Supondo a situação inicial sem o *drawback*, o preço relativo de insumos importados será, nesse caso, $\tilde{p}$, obtendo-se, ao multiplicar por $T_I$, a definição (4), lembrando que $T_\varepsilon = 1$:

$$\tilde{p} \equiv \left( \frac{ET_I \, P^*_{MI}}{P_{MN}} \right)^{\alpha_N} \cdot \left( \frac{T_I \, P^*_{MI}}{P^*_{M\varepsilon}} \right)^{\alpha_\varepsilon}$$

Logo, uma mudança neste preço em decorrência da implementação do regime de *drawback* será:

$$\frac{\Delta p}{p} = \frac{p}{\tilde{p}} - 1 = \frac{1}{T_I \, T_\varepsilon^{\alpha_\varepsilon}} - 1 = \frac{1 - T_I \, T_\varepsilon^{\alpha_\varepsilon}}{T_I \, T_\varepsilon^{\alpha_\varepsilon}} < 0$$

Esta taxa de variação no preço relativo de insumos importados incorpora, como vimos, tanto o efeito substituição como o efeito expansão. Para que ela represente só o efeito substituição, precisamos anular o efeito expansão — já considerado na análise através de $\delta$ —, o que conseguimos fazendo $T_\varepsilon = 1$. Logo:

$$\frac{\Delta p}{p} = \frac{1 - T_I}{T_I} = - \frac{t_I}{T_I} < 0$$

O ganho em competitividade das exportações de manufaturados pela introdução do *drawback* é obtido a partir da razão entre o preço relativo das exportações com o incentivo do *drawback*, $\bar{p}$, e sem ele, $\bar{\bar{p}}$. Assim:

$$\frac{\Delta \bar{p}}{\bar{p}} = \frac{\bar{p}}{\bar{\bar{p}}} - 1 \equiv \frac{\left( \frac{EP^*_{M\varepsilon}}{P_{MN}} \right)^{\alpha_N} T_\varepsilon^{\alpha_N + \alpha_I} \left( \frac{P^*_{M\varepsilon}}{P^*_{MI} \, T_I} \right)^{\alpha_I}}{\left( \frac{EP^*_{M\varepsilon}}{P_{MN}} \right)^{\alpha_N} \left( \frac{P^*_{M\varepsilon}}{P^*_{MI} \, T_I} \right)^{\alpha_I}} - 1 = T_\varepsilon^{(1-\alpha_\varepsilon)} - 1 > 0$$

Substitutindo na equação de mudança na balança comercial, teremos:

$$\frac{\Delta BC}{\bar{M}} = \frac{1}{T_I} \{ \xi [1 - y (1 + \delta)] T_I \, [T_\varepsilon^{(1-\alpha_\varepsilon)} - 1] - \sigma y t_I \} + ny \qquad (8)$$

Conseqüentemente, a balança comercial poderá melhorar ou deteriorar-se pela introdução do regime de *drawback*, dependendo do sinal da expressão entre chaves, que será positivo ou negativo se o efeito expansão nas exportações líquido do aumento no coeficiente insumos importados produto for maior ou menor, respectivamente, do que o efeito substituição entre insumos importados ou nacionais. Alternativamente:

$$\varepsilon \gtrless \sigma \frac{y}{1 - y(1 + \delta)} \frac{t_I}{T_I [T_\varepsilon^{(1-\alpha_\varepsilon)} - 1]} \tag{9}$$

Quanto maior for $\sigma$, $y$, $\delta$, $t_I$ e $\alpha_\varepsilon$ e/ou menor for $\xi$, maior será a possibilidade de que a balança comercial se deteriore, ou menor será a melhora pela introdução do regime de *drawback*. É importante então estimar o lado direito da inigualdade (9). Consideremos a estimativa para o Brasil. Os dados são:

$\xi = 0,81;$ [7]

$\bar{y} = 0,29$ (tabela anterior);

$\sigma = 0,46$ (estimado acima);

$\delta = 1,51$ (estimado acima);

$\alpha_\varepsilon = 0,25$ e $0,125$ (supostos alternativos);

$T_I = 1 + t_I \simeq 1,58;$ [8] e

$T_\varepsilon = 1 + yt_I \simeq 1,17.$

Logo, a inigualdade (8) ficaria, com $\alpha_\varepsilon = 0,25$:

$$\xi \gtrless (0,46)\ (1,066)\ (2,9) = 1,42$$

[7] Ver Cardoso e Dornbusch (1980) e Musalem (1981). Utilizamos a estimativa a partir de um modelo também sem ajuste parcial.

[8] De Musalem (1981, Tab. 1), obtemos a estimativa de $t_I$ para 1978, como a soma das isenções do IPI e do ICM, que são cobrados nas importações aproximadamente a 0,286, mais 0,311 por tarifa à importação e custo do depósito compulsório. Logo, $t_I \simeq 0,58$.

ou, com $\alpha_\varepsilon = 0,125$:

$$(0,46)\ (1,066)\ (2,42) = 1,19$$

Quanto maior for $\alpha_\varepsilon$, menor será a melhora em competitividade das exportações em conseqüência do aumento na taxa de incentivo das mesmas $(T_\varepsilon)$. Portanto, o efeito substituição do regime de *drawback* poderia dominar o exíguo efeito competitividade que ele outorga.

Uma vez que o valor de 0,81 estimado para $\xi$ é menor do que as duas estimativas plausíveis para o valor crítico (1,12 ou 1,19), fica evidente a ambigüidade do efeito do regime de *drawback* sobre a balança comercial. No nosso exercício de simulação, o valor crítico mínimo seria de 1,05 e corresponderia ao valor para $\alpha_\varepsilon = 0$. Ainda neste caso extremo continuam sendo duvidosos os efeitos do regime de *drawback* sobre a balança comercial.

Por outro lado, observando-se a equação (8) verifica-se que uma política de promoção das exportações sem introduzir distorção no preço relativo entre insumos eliminaria o termo de substituição na expressão. Conseqüentemente, a condição para melhora da balança comercial ficaria bastante menos exigente, bastando que:

$$y\ (1 + \delta) < 1$$

$$\delta < \frac{1 - y}{y}$$

Conclui-se da expressão acima que a elasticidade expansão no coeficiente insumos importados/produto, $\delta$, deverá ser menor que a razão entre o valor adicionado nacional e o coeficiente insumos importados/produto. Esta condição se verifica sem dificuldades para o Brasil. Utilizando-se, então, as estimativas no ponto médio da amostra, temos:

$$1,51 < \frac{0,71}{0,29} = 2,45$$

Esta relação é muito importante. Dada a alta elasticidade insumo/produto, um valor adicionado nacional igual ou menor que 0,6 indicaria que a expansão das exportações a partir do maior emprego

de insumos variáveis causaria uma deterioração da balança comercial. Este valor crítico de 0,6 para o valor adicionado nacional poderia ser um termo de referência importante na avaliação e instrumentação dos programas de promoção das exportações de manufaturados.

## 5 — Conclusões

Os resultados deste estudo revelam a necessidade de haver um tratamento equivalente para os insumos de origem nacional e os importados na composição das exportações de manufaturados. Este procedimento eliminará a distorção de preços relativos introduzida pelo regime de *drawback*, que, como vimos, atua negativamente sobre a balança comercial.

Sabe-se que, em futuro próximo, os créditos-prêmio às exportações de manufaturados deverão diminuir ou, eventualmente, desaparecer. Evidentemente, esta medida causará uma perda de competitividade no mercado internacional, que poderá ser compensada através da vigência da generalização do *rebate* ou, ainda, de maneira mais eficaz, com a isenção de impostos indiretos internos pelo uso de insumos de origem nacional nas exportações (comumente chamado de *drawback* verde-amarelo). Além disso, faz-se necessária a criação de um subsídio à utilização de insumos de origem nacional, com uma alíquota equivalente à tarifa efetiva do similar importado.

Uma recomendação especial que se depreende do nosso trabalho é o atrelamento da política de incentivos creditícios às exportações ao valor adicionado nacional. Desta maneira, este instrumento de incentivo às exportações também deverá melhorar a balança comercial, uma vez que reduzirá o componente importado nas mesmas.

Face aos sólidos resultados conseguidos, aceitamos a especificação do nosso modelo. Porém, o tamanho da amostra compromete a corroboração de nossas hipóteses e de qualquer expansão no modelo. Ambas dependem da ampliação futura da amostra através das sucessivas experiências com o regime de *drawback*. No entanto, permanecem válidas as sugestões sobre a especificação do modelo, as implicações de políticas discriminatórias aos insumos e as possíveis ambigüidades de seus efeitos.

## Apêndice estatístico

| Anos | Preço relativo dos manufaturados importados ($p$) (1) | Taxa de juros real ($r$) (2) | *Quantum* da exportação de manufaturados (3) | *Quantum* da produção industrial (4) | (3)/(4) ($w$) (5) |
|---|---|---|---|---|---|
| 1969 | 100,08 | 106,88 | 85,5 | 90,6 | 94,4 |
| 1970 | 100,00 | 100,00 | 100,0 | 100,0 | 100,0 |
| 1971 | 98,94 | 93,96 | 104,0 | 114,3 | 91,0 |
| 1972 | 104,35 | 84,67 | 155,0 | 129,6 | 120,0 |
| 1973 | 112,66 | 77,77 | 177,0 | 150,1 | 118,0 |
| 1974 | 129,38 | —9,15 | 194,0 | 164,9 | 118,0 |
| 1975 | 124,43 | 4,43 | 206,0 | 175,2 | 118,0 |
| 1976 | 123,56 | 27,43 | 214,0 | 193,9 | 110,0 |
| 1977 | 124,42 | 86,73 | 265,0 | 201,4 | 132,0 |
| 1978 | 128,13 | 76,01 | 315,4 | 217,8 | 145,0 |

FONTES: Colunas 1, 3 e 4: *Conjuntura Econômica* (nov. 1972, jan. 1975, abr. 1977, jul./nov./dez. 1979 e jul. 1981); e *Boletim do Banco Central* (set. 1979).

Coluna 2: taxa de juros real obtida da seguinte expressão:

$$r = \frac{(1 + i) - (1 + \hat{E})\ (1 + \hat{P}^*_M)}{(1 + \hat{E})\ (1 + \hat{P}^*_M)}$$

onde $i$ corresponde ao custo do dinheiro para o tomador de letras de câmbio (as fontes dos dados necessários são as mesmas da coluna 1).

Índices: base 1970 = 100.

## Bibliografia


CARDOSO, E. *Brazilian trade during the last century*. Mimeo. Boston University, abr. 1982.

CARDOSO, E., e DORNBUSCH, R. Uma equação para as exportações brasileiras de produtos manufaturados. *Revista Brasileira de Economia, 34* (3), 1980.

LOPES, F. L., e LARA RESENDE, A. *Inflação e balanço de pagamentos: uma análise quantitativa das opções de política econômica*. Textos para Discussão. Rio de Janeiro, PUC, 1981.

MUSALEM, A. R. Política de subsídios e exportações de manufaturados no Brasil. *Revista Brasileira de Economia, 35* (1), 1981.

SALTER, W. Internal and external balance: the role of price and expenditure effects. *Economic Record, 35* (3), 1959.



*(Originais recebidos em agosto de 1982. Revistos em março de 1983.)*

# Os salários na indústria brasileira: um estudo sobre diferenciação *

José Cláudio Ferreira da Silva **

*Este trabalho procura mostrar que a diferenciação salarial observada na indústria brasileira não pode ser atribuída apenas às características da oferta de mão de obra. Definindo vetores de características individuais, empresariais, setoriais e regionais, logo considerando também aspectos da demanda de trabalho, analisa a contribuição de cada um na diferenciação dos salarios industriais. Conclui, ainda, que essa contribuição de cada vetor de características não é insensível ao nível de agregação das variáveis envolvidas: quanto maior o nível de agregação, maior será a parcela da variação explicada dos salários atribuível às características estruturais.*

## 1 — Introdução

O interesse pela questão dos diferenciais de salários justifica-se por suas múltiplas relações sociais e econômicas, a ponto de torná-los o elo final das estruturas hierárquicas nas sociedades modernas. Essa hierarquização, que se inicia na organização da produção, estende-se ao modo de vida das pessoas, determinando os níveis de bem-estar por elas atingíveis.

* Os aspectos teóricos deste trabalho resumem parte da Tese de Doutoramento do autor. A parte empírica, entretanto, é um desdobramento da Tese, dela não constando. O autor agradece a Uriel Magalhães, Raul Ekerman, Fernando Holanda, Paulo Rabello de Castro, Regis Bonelli, Paulo Vieira da Cunha, Cláudio Considera, Rosa Maria de Castro e José Marcio Camargo por comentários, críticas e sugestões recebidos durante a elaboração da Tese e/ou deste artigo. Os trabalhos computacionais foram realizados por Carmem Falcão Argôlo e Ana Isabel da Costa Martins, e a estudante de economia Lúcia Maria Navegante cuidou da organização dos dados e resultados finais.

** do Instituto de Pesquisas do IPEA e da Faculdade de Ciências Econômicas da UERJ.

Neste trabalho, estuda-se a diferenciação dos salários na indústria brasileira pelo ângulo das variáveis que podem explicá-la *ex-post*. Considera-se que, no caso brasileiro, as diferenças salariais podem ser estudadas a partir de quatro grupos de variáveis características: as individuais, as empresariais, as setoriais e as regionais.

Não se procura identificar as causas formadoras dessas características, o que somente poderia ser feito em estudo multidisciplinar significativamente mais pretensioso que este. Assim, não se tenciona discutir questões importantes como, por exemplo, as razões que causaram as enormes disparidades de formação educacional observadas na população brasileira. Tampouco se deseja discutir as raízes da estrutura da produção industrial hoje existente ou das disparidades regionais tão facilmente notáveis.

Partindo do fato de que as diferenças de salários existem e são elevadas, deseja-se verificar quais as variáveis relevantes na explicação dessa diferenciação.

Na Seção 2, trata-se teoricamente a diferenciação dos salários, resenhando as mais expressivas contribuições acadêmicas ao assunto nas últimas decadas. Discute-se a contribuição da teoria do capital humano e das chamadas hipóteses estruturalistas e conclui-se com a apresentação do modelo teórico adotado. Na Seção 3 desenvolve-se o modelo empírico, iniciando-se pela apresentação das fontes dos dados utilizados; a seguir descrevem-se as variáveis usadas e suas alternativas de medição, concluindo-se a seção com a especificação do modelo empírico testado. A Seção 4 apresenta os principais resultados encontrados tanto para a função salários individuais como para as funções salários médios a três diferentes níveis de agregação das variáveis. Finalmente, na Seção 5 são resumidas as principais conclusões do trabalho.

## 2 — Aspectos teóricos

Genericamente, pode-se afirmar que existem duas linhas básicas de pesquisa na tentativa de explicar os diferenciais de salários entre trabalhadores do setor industrial. A primeira privilegia caracterís-

ticas determinantes da qualidade da oferta de mão-de-obra e a segunda procura mostrar que as características estruturais, condicionantes da demanda de mão-de-obra, possuem peso relativo significativo, não podendo deixar de ser consideradas.

Ao privilegiar a qualidade da oferta, os seguidores da primeira corrente de pensamento atribuem às características individuais a capacidade de explicar as diferenças salariais observadas. Já os chamados "estruturalistas" procuram mostrar que, mesmo entre indivíduos com semelhantes características, existem sensíveis diferenças salariais atribuíveis às características das empresas onde trabalham, dos setores da indústria aos quais essas empresas pertencem e, até mesmo, das regiões onde elas se localizam.

Obviamente, trata-se muito mais de uma questão empírica do que teórica e, por isso mesmo, pouco contribuem os resultados encontrados em pesquisas em outros países para o entendimento da realidade brasileira.

## 2.1 — As características individuais

Entre os que atribuem às características individuais a qualidade de explicar as diferenças salariais, encontram-se os defensores da Teoria do Capital Humano.

Embora não seja raro atribuir-se a Fisher (1906) o lançamento da base conceitual da Teoria do Capital Humano — o conceito abrangente de capital —, já em Walras (1900) encontra-se o capital "pessoal" como uma das três categorias de capital (as demais são o capital "natural" e o capital "mobiliário") cujos rendimentos deveriam igualar-se, algo semelhante ao conceito de Fisher, para quem o capital é tudo aquilo capaz de gerar um fluxo de rendas durante um período.

Essa conceituação abrangente de capital somente foi retomada, como suporte para explicação da formação e diferenciação dos salários, mais de 50 anos depois, por Becker (1962) e Schultz (1962) — considerados os introdutores da Teoria do Capital Humano — e definitivamente incorporada ao conhecimento do assunto através da função-salário, elaborada, basicamente, por Mincer (1970, pp. 6-18).

Mincer parte da hipótese de que o salário potencialmente obtido por um indivíduo em um determinado período é igual ao que ele potencialmente poderia ter obtido no período anterior, acrescido do retorno (em valor) dos investimentos em seu capital humano realizados entre os dois períodos. Por indução matemática, conclui que o salário potencial em qualquer período é igual ao que se poderia obter sem qualquer investimento em seu capital humano mais o retorno do investimento total realizado. Assim, a diferença salarial entre os indivíduos absolutamente sem qualificação e os possuidores de diferentes níveis de qualificação seria explicada pelo investimento em capital humano nesses últimos realizado.

Mincer ainda divide os investimentos em capital humano em duas categorias: os realizados em educação formal e os efetuados em treinamento no trabalho.

De maneira geral, pode-se dizer que o investimento em educação formal é anterior ao ingresso do indivíduo no mercado de trabalho, podendo ser encarado como uma "qualidade" de sua oferta de trabalho. Do lado da demanda, essa "qualidade" representa uma credencial para a postulação de determinada função.

O treinamento, por sua vez, ocorre ao longo da vida profissionalmente útil do trabalhador, perdendo intensidade com o correr do tempo. Uma característica do treinamento no trabalho é que seu investimento só é custeado pelas empresas na proporção da sua especificidade. Assim, somente a parcela do investimento em treinamento, que pode ser utilizada pelo trabalhador em outras empresas, tem repassada sua rentabilidade ao salário do empregado. Em outras palavras, o investimento em treinamento no trabalho é rateado entre as empresas e os empregados. Dessa forma ele é, em parte, incorporado como "qualidade" da oferta de trabalho e, em parte, como credencial demandada pelas empresas.

A Teoria do Capital Humano foi bastante enriquecida com o passar do tempo. Por exemplo, investimentos em saúde, higiene e alimentação passaram a ser entendidos como determinantes do nível de absorção da educação formal, e mesmo de treinamento, por parte dos indivíduos. Assim, os níveis de educação formal e treinamento representam o resultado de investimentos em capital humano direta e indiretamente dirigidos à capacitação ao trabalho.

Uma outra corrente de pesquisas que privilegia as características individuais na explicação dos diferenciais de salários é a que trata das possíveis discriminações raciais e sexual no mercado de trabalho. De fato, um grande número de trabalhos relacionados com as questões raciais e sexual foi realizado nos Estados Unidos a partir da segunda metade da década de 60, a maioria deles tentando medir o efetivo impacto das medidas antidiscriminatórias dos governos democratas de J. Kennedy e L. Johnson.[1]

Embora a maior parte dos estudos conclua pela existência de discriminação nos mercados de trabalho, pelo menos no caso da diferença racial os resultados podem não ser conclusivos, na medida em que, não sendo completa a integração a nível escolar, a qualidade da educação formal poderia ser responsabilizada pelas diferenças salariais. Porém, já que a medição da qualidade do ensino envolve variáveis raramente disponíveis com apropriado número de observações, um mérito adicional dos trabalhos citados é reconhecer a importância de incluir as características individuais quanto a sexo e raça em estudos sobre diferenciais de salários.

Uma última característica individual deve ser considerada no caso brasileiro: a existência do salário-família obriga que se inclua o número de dependentes do trabalhador como variável determinante do seu salário.

## 2.2 — As características estruturais

Como já sugerido na parte introdutória desta seção, as influências sobre os salários e suas diferenças entre "tipos" de trabalho e entre trabalhadores com semelhantes conjuntos de tarefas ultrapassam aquelas determinadas pelas características individuais dos envolvidos.

Desde que Reder (1955), ao tentar explicar as mudanças nas estruturas salariais das empresas ao longo dos ciclos econômicos, chamou a atenção para o fato da existência de uma estrutura hie-

1 Três bons exemplos são os trabalhos de Lazear (1978 e 1979) e Butler e Heckman (1976). Sobre o assunto, também podem ser consultados Freeman (1976), Smith e Welch (1978) e Welch (1976).

rarquizada de cargos e funções, as características estruturais passaram a ser estudadas como condicionantes dos salários e de sua diferenciação. [2]

Isto não significa que as características estruturais devem sobrepor-se às individuais na determinação das causas da diferenciação salarial. A relação entre elas é de complementação e não de substituição, como reconhecem Kalachek e Raines (1976, p. 486):

> Even if human capital differences are the major, they are not the sole explanation for interpersonal differences in wages. Workers of the same quality earn substantially different wages. There are more than enough plausible explanations.

De fato, existem boas razões para se acreditar que trabalhadores com semelhantes características individuais realizem diferentes tarefas e, por isso, recebam diferentes salários. A simples constatação de que os processos de produção não são idênticos, nem mesmo entre as empresas de um mesmo setor, é um argumento favorável à hipótese sugerida.

Também não é difícil imaginar as possibilidades de trabalhadores com diferentes características individuais exercerem funções semelhantes, com salários semelhantes, ou de trabalhadores com semelhantes características individuais exercendo semelhantes funções, com salários significativamente diferentes.

A investigação dessas questões tem ocupado significativo espaço na literatura especializada em Economia do Trabalho. O resultado, até o momento, não pode ser contemplado com uma teoria institucional da formação dos salários, e sim com inúmeras contribuições parciais ao assunto.

Pode-se, com finalidades didáticas, subdividir as características estruturais em empresariais, setoriais e regionais.

[2] É o caso, por exemplo, dos trabalhos de Bluestone (1970), Wachtel e Betsey (1972), Kalachek e Raines (1976) e Haworth e Reuther (1978).

### 2.2.1 — Características empresariais

A característica empresarial mais comumente utilizada na explicação das diferenças salariais entre empresas é o tamanho.[3] Admite-se que o tamanho da empresa define sua estrutura administrativa e de produção, determinando o grau de divisão do trabalho e a estrutura hierárquica de funções e salários.[4] Mas, também, como conclui Masters (1969), a relação direta entre salários e tamanho pode estar ligada ao maior nível de dependência e disciplina existente nas plantas industriais maiores e à desutilidade de comunicação nelas observada.

Uma outra característica empresarial, também usualmente utilizada em trabalhos desta natureza, é alguma medida da produtividade do trabalho a nível das empresas. A justificativa para a sua inclusão reside no fato de que os processos produtivos variam entre as empresas, inclusive pelas diferentes dotações de capital. Espera-se que empresas com mais elevadas produtividades da mão-de-obra apresentem participações menores das folhas salariais nos seus custos de produção e em suas receitas. Tal fato as tornaria mais acessíveis a atender reivindicações salariais de seus empregados, em confronto com outras com menores produtividades da mão-de-obra.

Uma terceira característica empresarial incluída como explicativa de eventuais diferenças salariais entre trabalhadores de diferentes empresas e setores é o desempenho empresarial. Trata-se de variável não muito usualmente incluída em trabalhos como este, por isso mesmo exigindo maiores considerações.

Ainda que não usual, existem razoáveis motivos para se acreditar que empresas com melhor desempenho paguem salários mais altos para semelhantes ocupações. Dentre eles, o que parece mais impor-

3 Cf., por exemplo, Vieira da Cunha e Bonelli (1978) e Haworth e Reuther (1978).

4 Simon (1957) parte do fato de que um dirigente não pode ter salário inferior ao de um subordinado, daí concluindo que cada salário individual depende do número de subordinados numa escala descendente. Como decorrência, o salário de indivíduos com o mesmo poder de comando estaria ligado ao tamanho da empresa onde trabalham.

tante, como reconhecem Vieira da Cunha e Bonelli (1978, p. 144), é que "... a medida do excedente representa uma parcela da produção que é negociável e, portanto, disputável ao capital pelos trabalhadores".

De fato, embora proceda supor que empresas mais lucrativas possuam menores resistências às reivindicações salariais, essa não é a única razão para justificar a influência do desempenho empresarial sobre os salários. Possivelmente, empresas mais lucrativas tendam a manter seu contingente de empregados, usando menos os mecanismos de compressão salarial, tais como a rotatividade da mão-de-obra.

Finalmente, uma ampla bibliografia, originária de estudos de Doeringer e Piore (1971), discute a existência de mercados "internos" de trabalho e sua influência sobre os salários. Uma vez ingresso na empresa, o trabalhador passaria a "concorrer" não no mercado de trabalho geral, mas no específico mercado de trabalho da sua empresa. Dadas as suas características e estruturas produtivas, as empresas fixariam cargos e salários de sua força de trabalho que delimitariam as carreiras de seus funcionários. Esses, por sua vez, salvo situações excepcionais — uma eventual forte escassez de algum tipo de mão-de-obra que elevasse substancialmente os salários no mercado "externo", por exemplo —, não teriam incentivos, nem suficiente mobilidade, para buscar novos empregos.

É curioso observar que a existência de mercados "internos" de trabalho, ainda que gere algumas vantagens aos trabalhadores — a maior estabilidade é um exemplo —, não conduz necessariamente a diferenciais positivos de salários. Trata-se de uma questão puramente empírica que, apesar das evidentes dificuldades de obtenção de alguma medida satisfatória, será objeto de estudo neste trabalho.

### 2.2.2 — As características setoriais

Algumas características dos setores industriais têm sido consideradas em estudos de determinação e diferenciação de salários. São características geralmente ligadas a algum poder que teriam as empresas ou os trabalhadores do setor e que se manifestariam nas discussões de reajustamentos de salários. No caso das empresas, tratar-se-ia do

poder de mercado, que determinaria a maior ou menor possibilidade de repasse aos preços dos reajustes salariais concedidos, enquanto que, para os trabalhadores, traduzir-se-ia no poder dos sindicatos em obter melhorias salariais superiores ou inferiores à média observada na indústria como um todo.

No primeiro caso, a bibliografia é ampla, e a discussão teórica já permitiu considerável avanço no conhecimento do assunto, fundamentalmente devido ao fato de que, nos últimos 50 anos — desde que os trabalhos clássicos de Chamberlin (1933) e Robinson (1933) acusaram a existência de estruturas de mercado que, sem se caracterizarem como monopólios, deles se aproximam quanto aos padrões comportamentais e de desempenho empresarial —, o poder de mercado das firmas tem sido alvo de crescente interesse por parte de estudiosos em assuntos econômicos.

De maneira geral, a preocupação básica tem-se dirigido ao entendimento do processo de ajuste de preços e quantidades por parte de empresas detentoras de algum poder de manipulação às novas situações que a dinâmica econômica lhes impõe periodicamente.

A rigor, a importância do poder de mercado das empresas sobre a forma como se ajustam às modificações do ambiente econômico é hoje consensualmente reconhecida. Mas, enquanto proposição teórica, é em Kalecki (1954) que ela aparece de forma mais explícita, onde os preços são fixados pelas empresas a partir de seus custos unitários diretos, do preço médio praticado pelos concorrentes e do "grau de monopólio" que detêm sobre os mercados onde atuam.

Empiricamente, o poder de mercado tem sido estudado através do grau de concentração. Admite-se que empresas que detenham elevada participação nas vendas do setor onde atuam possuam condições privilegiadas de interferir nos mercados. Então, quanto maior o grau de concentração de um determinado setor, maior será o poder de manipulação de preços e quantidades por parte de suas empresas líderes, desde que prevaleça, entre elas, alguma forma de conluio. E esse parece ser o caso geral; em setores concentrados certamente a prática da competição é acirrada, mas guerras de preços objetivando o obtenção de maiores fatias de mercado são episódicas.

O conceito de empresas líderes, nesse caso, é suficientemente flexível para abarcar: a) todas as empresas do setor quando ele é

formado, apenas, por um pequeno número de empresas que dividem o mercado entre si; e b) apenas pequena parcela das empresas do setor, quando elas são responsáveis por grande parcela do produto setorial. Nesse segundo caso as demais empresas, as não-líderes, possuem comportamento passivo, sujeitando-se a seguir as empresas líderes em seus ajustes dinâmicos.

Então, a variável-chave determinante do comportamento empresarial de um setor é o grau de concentração nele observado, mais do que o número de empresas que lhe formam.

As implicações do grau de concentração sobre o comportamento empresarial manifestam-se de muitas maneiras, estendendo-se desde aspectos relacionados com influências políticas do poder econômico até aqueles ligados às possibilidades de desenvolvimento tecnológico. Porém, para os fins deste trabalho, interessa reconhecer a concentração industrial enquanto determinante do poder de mercado das empresas. Particularmente, deseja-se verificar a influência do grau de concentração industrial na capacidade das empresas do setor de repassar aos preços os eventuais acréscimos em seus custos de produção, na forma de diferenciações salariais pagas aos empregados. Espera-se poder provar que setores mais concentrados pagam maiores salários aos seus trabalhadores *vis-à-vis* os menos concentrados, para semelhantes tipos de funções.

Mas essa não é uma questão aceita pela totalidade dos estudiosos do assunto. Desde que dois trabalhos empíricos publicados simultaneamente, o de Ross e Goldner (1950) e o de Garbarino (1950), concluíram que, para a indústria norte-americana, existe correlação positiva entre o poder de mercado das firmas — medido pelo grau de concentração industrial — e os níveis de salários por elas pagos, considerável produção acadêmica gerou-se na tentativa de refutar, fortalecer ou qualificar a conclusão. Entre outros, Reder (1962) simplesmente rejeita tal hipótese, a partir do estudo de diferentes setores industriais que experimentaram, nos Estados Unidos, durante a primeira metade do século, considerável movimento concentrador. Weiss (1966), por sua vez, acrescenta dois aspectos até então desconhecidos: o primeiro refere-se à possibilidade de ocorrência de forças no sentido contrário, ou seja, o movimento de concentração industrial conduzindo à redução de salários, através da diminuição de

alternativas de emprego; e o segundo seria um efeito indireto da concentração industrial sobre os salários, via fortalecimento sindical, que poderia ser mais intenso em setores mais concentrados. Ainda assim, conclui que a concentração industrial permite às indústrias pagarem salários mais elevados para semelhantes grupos ocupacionais.

Esse segundo efeito apontado por Weiss — o poder sindical —, que é aqui tratado como a segunda característica setorial importante na determinação dos salários, tem sido objeto de inúmeros estudos. [5]

A conclusão mais geral que deles pode ser retirada é favorável à influência do poder sindical sobre os salários. Entretanto, os ganhos salariais seriam mais expressivos enquanto os sindicatos se encontrassem em períodos de crescimento, logo de fortalecimento. Sindicatos já poderosos não demonstrariam o mesmo ímpeto nas discussões salariais, desviando suas reivindicações para melhorias nas condições gerais de trabalho, garantias de estabilidade, etc., estágio certamente ainda não atingido pelo sindicalismo no Brasil, salvo raríssimas exceções.

Como já sugerido, é possível a existência de elevada correlação entre concentração industrial e organização sindical, o que terá de ser considerado na parte empírica deste trabalho. De fato, setores mais concentrados supõem um número não elevado de grandes empresas deles participando, facilitando a organização sindical. Entretanto, no caso brasileiro, a correlação não deve ser alta, já que é relativamente pequeno o número de sindicatos que possuem poder de barganha expressivo, podendo ser tratados como casos isolados.

### 2.2.3 — As características regionais

As características da região onde o indivíduo trabalha têm sido consideradas em diversos estudos, sempre que são marcantes as diferenças regionais dentro de um mesmo país. São relativamente comuns na literatura internacional sobre o assunto os artigos tratando das diferenças salariais "norte-sul" na Itália e nos Estados

5 Cf., por exemplo, Ashenfelter e Johnson (1970).

Unidos.[6] Também no Brasil Vieira da Cunha e Bonelli (1978) trataram do assunto. As justificativas são várias, cabendo destacar as diferenças entre custos de vida e níveis de desemprego entre as regiões.

No Brasil, a existência de diversos salários mínimos, cada um válido para uma região delimitada, ao mesmo tempo que reconhece as desigualdades regionais, incorpora tanto as diferenças de custo de vida quanto as de nível de desemprego. Por exemplo, o salário mínimo regional no Nordeste do País seria mais baixo que o do Sudeste devido ao menor custo requerido para o mesmo padrão de vida, além de estimular uma absorção maior da mão-de-obra nordestina, onde o desemprego seria mais grave. Obviamente, trata-se de questão discutível. Na inexistência de informações estatísticas confiáveis das duas variáveis — custo de vida e taxa de desemprego regionais —, assume-se que as diferenças entre salários mínimos já as consideram.

## 2.3 — A equação estrutural de salários

Possivelmente deve ser creditado a Bluestone (1970) o pioneirismo de reunir num único arcabouço teórico de explicação da determinação de salários as características tanto do indivíduo quanto da empresa empregadora. Mas foram Wachtel e Betsey (1972) os primeiros a construir um modelo estimável, ao introduzirem algumas modificações no modelo de Bluestone. Separando as variáveis "pessoais" das "estruturais", regrediram os salários contra cada vetor de variáveis, expressando os resíduos em função do outro vetor, obtendo poderes de explicação bastante semelhantes. Nos anos que se seguiram, diversos trabalhos foram publicados,[7] excluindo, substituindo ou acrescentando variáveis, sempre confirmando a influência tanto

[6] Cf., por exemplo, Haworth e Rasmunsen (1973) e Haworth e Reuther (1978).

[7] Como, por exemplo, os já citados estudos de Kalachek e Raines (1976), Haworth e Reuther (1978) e Lazear (1979).

das características individuais quanto das "estruturais" na determinação dos salários.

No Brasil, os estudos nessa linha resumem-se aos de Senna (1976*a* e 1976*b*), Castelo Branco (1979), Vieira da Cunha e Bonelli (1978), Zaghen (1977), Lima (1980) e Barbosa (1978), todos trabalhando ou com salários médios de empresas ou setores industriais ou com salários individuais retirados de amostras pouco significativas. Mais uma vez, a deficiência estatística parece ter atrasado o conhecimento mais concreto da nossa realidade, podendo o presente trabalho colaborar no preenchimento dessa lacuna.

Resumindo esta seção, os salários podem ser expressos em função dos quatro vetores de características que os determinam. Então:

$$SAL_{ijkl} = f(CI_i, CE_j, CS_k, CR_l)$$

ou seja, o salário recebido pelo indivíduo *i*, que trabalha na empresa *j* pertencente ao setor industrial *k* e geograficamente localizada na região *l*, depende das características individuais de *i* $(CI_i)$, das características da empresa *j* onde trabalha $(CE_j)$, das características do setor industrial *k* a que ela pertence $(CS_k)$ e das características da região *l* onde ela se localiza $(CR_l)$.

Em outros termos, expressando em função de cada uma das características antes discutidas:

$$SAL_{ijkl} = f(EF_i, TT_i, SEXO_i, RAÇA_i, NDEP_i, TAM_j, PRT_j, DES_j, MIT_j, PMER_k, PSIN_k, SMR_l)$$

onde:

$EF_i$ = nível de educação formal do indivíduo *i*;

$TT_i$ = nível de treinamento no trabalho do indivíduo *i*;

$SEXO_i$ = sexo do indivíduo *i*;

$RAÇA_i$ = raça do indivíduo *i*;

$NDEP_i$ = número de dependentes do indivíduo *i*;

$TAM_j$ = tamanho da empresa *j*;

$PRT_j$ = produtividade do trabalho na empresa *j*;

$DES_j$ = desempenho da empresa *j*;

$MIT_j$ = medida do grau de mercado interno de trabalho na empresa $j$;

$PMER_k$ = poder de mercado do setor $k$;

$PSIN_k$ = poder sindical no setor $k$; e

$SMR_l$ = salário mínimo na região $l$.

## 3 — Fontes dos dados e descrição das variáveis

### 3.1 — Fontes dos dados

São duas as fontes dos dados utilizados neste trabalho: os cadastros do Imposto de Renda de Pessoas Jurídicas (IRPJ/1978) e da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS 1977), de onde foram obtidas as amostras a seguir especificadas.

A amostra do IRPJ utilizada no trabalho é formada por 12.248 empresas industriais, elaborada pelo Serviço Federal de Processamento de Dados (SERPRO). A qualidade da amostra obtida é bastante satisfatória: para nenhuma das variáveis utilizadas, o desvio entre o total apurado na população e a inferência para o mesmo total apurado na amostra ultrapassa 4%.

A amostra da RAIS que se utilizou neste trabalho, elaborada pela Fundação IBGE e contendo 251.588 vínculos empregatícios (aproximadamente 1% do universo), foi planejada para que fosse representativa do universo de informações concernentes às características individuais (salário, sexo, idade, tempo de serviço, etc.) e dos estabelecimentos[8] (setor de atividade, número de vínculos por ano, etc.) contidas nos formulários da RAIS.

[8] Embora os questionários da RAIS tratem de estabelecimentos, na amostra utilizada os dados referem-se às empresas. A agregação dos estabelecimentos em empresas foi feita através do CGC (posteriormente retirado da amostra), considerando-se, como região de localização, aquela da sede.

Separados os vínculos empregatícios do setor industrial e abandonados os que apresentaram alguma deficiência de informação, obteve-se a amostra utilizada no presente trabalho, composta de 16.531 vínculos empregatícios.

As variáveis designativas da produtividade do trabalho e do desempenho das empresas e do poder de mercado em cada setor industrial (classificação da Fundação IBGE a quatro dígitos) foram obtidas na amostra do IRPJ e incluídas na da RAIS.

Entretanto, como nenhuma das amostras identificava a empresa, para a obtenção das variáveis características empresariais — produtividade do trabalho e desempenho — procedeu-se da seguinte forma:

a) nas duas amostras as empresas foram distribuídas segundo seus setores industriais a quatro dígitos;

b) dentro de cada setor as empresas foram subdivididas em quartis de tamanho, medido pelo número de empregados;

c) na amostra do IRPJ calculou-se, dentro de cada quartil de tamanho, os valores médios das variáveis designativas da produtividade do trabalho e do desempenho empresarial; e

d) os valores médios encontrados foram incluídos na amostra da RAIS. Dessa forma, os valores atribuídos a cada empresa são *proxies* representadas pelos valores médios dos quartis de tamanho dos setores industriais a quatro dígitos.

## 3.2 — Descrição das variáveis

### 3.2.1 — Variáveis características do indivíduo

Como já descrito, as variáveis características do indivíduo são a educação formal, o treinamento no trabalho, o sexo, a raça e o número de dependentes, que, no contexto do modelo deste trabalho, são representadas na forma que se segue:

a) Educação formal e treinamento no trabalho

A amostra obtida da RAIS permite quatro medidas da educação formal e do treinamento. Uma delas o grau de instrução (*GI*) e

uma medida "pura" de educação formal que pode assumir 10 diferentes níveis:

0 — analfabeto;

1 — alfabetizado fora da escola;

2 — primário incompleto;

3 — primário completo;

4 — ginasial incompleto;

5 — ginasial completo;

6 — colegial incompleto;

7 — colegial completo;

8 — superior incompleto; e

9 — superior completo.

Uma segunda medida, o grau de qualificação ($GQ$), é uma medida "híbrida" de educação formal e treinamento no trabalho, assumindo dois diferentes níveis:

$DGQ$ = 1, se o trabalhador freqüentou cursos do SENAI, SENAC, SENAR, PIPMO ou na própria empresa; e
= 0, em caso contrário.

As outras duas medidas referem-se ao treinamento no trabalho, usualmente tratado como experiência no trabalho, já que se assume que o tempo de permanência no emprego é a melhor *proxy* do treinamento nele obtido. Os dados da RAIS permitem que se separe a experiência no emprego atual ($ET1$) — obtida através da data de admissão — da acumulada em empregos anteriores ($ET2$) — obtida a partir da idade do trabalhador.

O tempo de trabalho no emprego atual ($ET1$) de cada trabalhador é a diferença, em anos (não necessariamente completos), entre a data do preenchimento dos questionários da RAIS pelas empresas e a data de ingresso do empregado na empresa.

Finalmente, o tempo de trabalho anterior ao ingresso do trabalhador na empresa a que se vincula ($ET2$) é obtido da seguinte forma:

$ET2_i =$ idade$_i$ — (seis anos + anos de instrução$_i$ + anos de qualificação$_i$ + anos de trabalho no emprego atual$_i$)

com as restrições:

$0 \leqslant ET2_i \leqslant$ (idade$_i$ — 18 anos — anos de trabalho no emprego atual$_i$)

onde:

$i =$ indivíduo;

anos de instrução = 0, para os analfabetos e alfabetizados fora da escola;
= 2, para os com primário incompleto;
= 4, para os com primário completo;
= 6, para os com ginasial incompleto;
= 8, para os com ginasial completo;
= 9, para os com colegial incompleto;
= 11, para os com colegial completo;
= 12, para os com superior incompleto; e
= 15, para os com superior completo;

anos de qualificação = 0, para os não treinados ou treinados em empresas onde trabalham ou trabalharam; e
= 1, se treinados em cursos do SENAI, SENAC, SENAR ou PIPMO.

Essa maneira de medir o tempo de trabalho anterior ao ingresso na atual empresa não considera a possibilidade de o trabalhador estudar à noite, fato demasiadamente comum para ser negligenciado. O procedimento de somente serem considerados os trabalhadores

adultos — maiores de 18 anos — reduz o viés, mas não o elimina. Também o argumento de que, para o cargo atual, importa a totalidade da instrução e da qualificação, não interessando a experiência de trabalho em cargos hierarquicamente inferiores, não parece suficientemente significativo.

Entretanto, a base de dados utilizada não permitiu qualquer outra medição dessa variável. Uma tentativa a partir do tempo de opção pelo FGTS mostrou-se indesejável tal o número de não preenchimentos do quesito e de preenchimentos claramente equivocados.

b) Sexo, raça e número de dependentes

O sexo dos trabalhadores, embora não conste dos questionários da RAIS, pode ser recuperado através dos seus códigos no PIS/PASEP e representado por uma variável *dummy*, como segue:

$DSEX$ = 1, no caso de trabalhador homem; e
= 0, no caso de trabalhador mulher.

Com relação à raça, embora os questionários da RAIS sejam omissos, deles consta a nacionalidade do trabalhador ($NAC$), que, apesar de nada ajudar na questão da discriminação racial propriamente dita, pode ser uma variável relevante, razão pela qual se inclui uma variável *dummy* definida como:

$DNAC$ = 1, se o trabalhador é brasileiro; e
= 0, em caso contrário.

Quanto ao número de dependentes ($NDEP$), trata-se de informação constante dos questionários da RAIS.

### 3.2.2 — Variáveis características da empresa

Como já discutido, as variáveis características da empresa a que o trabalhador se encontra vinculado são o tamanho, a produtividade do trabalho, o desempenho e o grau de existência de mercado interno de trabalho, representadas como segue:

a) Tamanho da empresa

A medida mais indicada do tamanho das empresas é um tema ainda controverso na literatura especializada, onde cada autor pro-

cura justificar a utilização desta ou daquela medida sem que se possa concluir pelo uso indiscriminado de alguma delas.[9]

Em estudos mais ligados à organização e ao desempenho industrial, as medidas alternativas mais comumente usadas são o total dos ativos, o valor das vendas anuais e o patrimônio líquido das empresas. Em trabalhos como o presente, onde a preocupação principal é a explicação da formação dos salários e as razões de sua diferenciação, a inclusão do tamanho como variável explicativa está ligada à estrutura administrativa e produtiva das empresas, razão pela qual diversos autores usam o número de empregados ou diretamente como medida de tamanho, ou indiretamente na construção de alguma medida de tamanho.[10]

Neste trabalho, o tamanho da empresa é definido como o número de empregados que nela trabalham, tanto pelas razões acima descritas como pelo fato de o "cruzamento" das duas amostras que compõem a base dos dados — do IRPJ e da RAIS — ser realizado através do número de empregados em cada empresa. Embora isso não impossibilite o uso de outras medidas como as acima referidas, parece mais coerente ter, em todos os estágios do trabalho, apenas uma, caso em que somente o número de trabalhadores pode ser usado.

b) Produtividade do trabalho

A produtividade do trabalho está intimamente ligada ao volume de capital acoplado ao trabalhador, insumos complementares no processo de produção. Reconhecendo esse fato, muitos autores, como, por exemplo, Haworth e Reuther (1978), sugerem ser indiferente a utilização das relações valor do produto/trabalhador ou valor do capital/trabalhador como medida de produtividade na explicação da formação dos salários industriais.

Neste trabalho, como *proxy* da produtividade do trabalho usa-se a participação dos salários nos custos totais da empresa, como feito

9 A esse respeito, cf. Hall e Weiss (1967), Smyth, Boyes e Pessau (1975) e Shalit e Sankar (1977), entre muitos outros.

10 Cf., por exemplo, Masters (1969), Haworth e Reuther (1978) e Vieira da Cunha e Bonelli (1978).

em Vieira da Cunha e Bonelli (1978). As hipóteses que estão implícitas são de que existe forte correlação negativa entre o valor do capital acoplado ao trabalho e a participação dos salários nos custos e de que essa e os salários pagos aos trabalhadores guardam relação negativa entre si, ou seja, firmas mais intensivas em capital têm menor relação salários custos totais e, por isso, pagam melhores salários para funções semelhantes do que outras menos intensivas em capital.

A escolha da relação salários/custos totais como medida da produtividade do trabalho deveu-se à disponibilidade de dados e à mais direta interpretação que sua inclusão possibilita. Espera-se que empresas com menor participação dos salários nos custos totais apresentem menor resistência a reivindicações salariais que outras mais dependentes dos salários.

A folha de salários da empresa — numerador da razão — é definida como a soma das remunerações e gratificações a dirigentes e conselheiros fiscais com as remunerações aos empregados, que, na amostra do IRPJ, inclui os itens custos do pessoal aplicado à produção, ordenados, salários, gratificações e participações de empregados, remunerações por prestação de serviços e comissões e corretagens sobre vendas. O custo total de produção — denominador da razão — é a soma dos custos dos bens e serviços vendidos com as despesas operacionais.

Agrupando-se as empresas de cada setor a quatro dígitos, segundo os quartis de tamanho (medido pelo número total de empregados), obteve-se a participação salarial média nos custos de produção das empresas do quartil. *

### c) Desempenho empresarial

Diversas medidas alternativas têm sido utilizadas em estudos de desempenho empresarial. Em um trabalho específico sobre o assunto, Braga (1980, pp. 41-5) discute essas medidas fixando-se em três

* [Esses resultados, bem como os relativos à taxa de lucratividade, à concentração industrial e ao poder sindical, referidos adiante, encontram-se em Anexos a este trabalho, estando à disposição dos leitores interessados junto à Editoria da *PPE*. (N. do E.)]

delas, as que mais se aproximam do conceito teórico de rentabilidade sugerido pela teoria dos preços: preço-custo marginal/preços.

Essas três medidas podem ser representadas pelas relações:

$$TRV = \frac{V - C - D}{V}$$

$$TRE = \frac{V - C - D}{E}$$

$$TRA = \frac{V - C - D + J}{A}$$

onde:

$TRV$ = taxa de retorno sobre as vendas;

$TRE$ = taxa de retorno sobre o patrimônio líquido;

$TRA$ = taxa de retorno sobre o ativo total;

$V$ = receita total de vendas;

$C$ = custo total;

$D$ = depreciação;

$E$ = patrimônio líquido;

$J$ = juros pagos pelos financiamentos de longo prazo; e

$A$ = ativo total.

A escolha de alguma das três medidas acima descritas depende, basicamente, do objetivo maior do estudo, ainda que para Bain (1951, pp. 296-7) a alta correlação existente entre elas não justifique maiores preocupações. Se o estudo visasse medir a rentabilidade do capital empregado pelos proprietários, a *TRE* seria preferível; se o objetivo fosse investigar a rentabilidade do capital utilizado — inclusive de terceiros por empréstimo —, dever-se-ia optar pela *TRA*; tratando-se de um excedente "disputável" pelos trabalhadores, parece mais correta a escolha da *TRV*, que se aproxima mais daquilo que se poderia entender como o resultado do esforço dos empregados da empresa; e, finalmente, poder-se-ia optar pela *TRV* antes ou depois do IRPJ. Conhecida a complexa estrutura de subsídios e incentivos

fiscais existente no Brasil, parece claro que a opção por calculá-la após a provisão do IRPJ é mais acertada.

A partir da amostra utilizada, define-se a taxa de retorno sobre as vendas como a razão entre o lucro líquido depois da provisão do IR e a receita total, o numerador constante dos formulários do IRPJ e o denominador — a receita total — o resultado da adição das receitas operacionais e não operacionais.

Definida a medida de desempenho empresarial como a taxa de retorno sobre as vendas, surgem dois problemas adicionais não totalmente solucionáveis a partir da base de dados utilizada.

O primeiro refere-se à influência defasada dos lucros sobre os salários. Os salários hoje poderiam guardar relação com os lucros passados, e não com o lucro do exercício corrente. Entretanto, a amostra do IRPJ refere-se, apenas, ao ano-base de 1978, não sendo possível, por isso, trabalhar-se com uma média das rentabilidades passadas, como seria desejável.

O segundo problema, já mencionado, relaciona-se com a não identificação da amostra, impedindo seu cruzamento com a amostra da RAIS, fonte dos dados de salários individuais. A solução encontrada para amenizar o problema foi a de segmentar, por quartis de tamanho — medido pelo número de empregados para compatibilizar com a amostra da RAIS —, a amostra do IRPJ, calculando para cada quartil de cada setor a quatro dígitos (classificação IBGE) a taxa de lucratividade e usando o resultado como *proxy* do desempenho das firmas que integram cada quartil.

### d) O mercado interno de trabalho

O grau de existência de mercado interno de trabalho não é uma variável de medição direta. A partir da base de dados utilizada — amostra da RAIS —, pode-se criar um índice de estabilidade dos trabalhadores nas empresas em que trabalham. Para cada empresa, calculou-se o tempo médio de trabalho, em meses, dos seus empregados na própria firma. [11]

[11] Zaghen (1977) usou como medida de existência de mercado interno de trabalho o percentual de trabalhadores com mais de um ano de firma.

Embora se espere que haja elevada correlação positiva entre o grau de existência de mercado interno de trabalho e o índice de estabilidade no trabalho construído, reconhece-se que essa não é uma medida ideal. De fato, espera-se que a medida escolhida apresente algum viés contrário à estabilidade dos trabalhadores de empresas que passaram por um período de crescimento no passado recente. Por exemplo, se uma empresa acaba de concluir uma fase de ampliação de capacidade, ela terá contratado parcela ponderável de sua mão-de-obra há pouco tempo e, assim, terá um baixo índice de estabilidade no trabalho, embora possa, até tradicionalmente, ser uma firma onde o mercado de trabalho é intenso. Porém, não foi possível a obtenção de alguma medida alternativa que evitasse esse viés.

### 3.2.3 — Variáveis características do setor industrial

Como já assinalado, duas características do setor industrial a que a empresa se vincula têm sido consideradas em estudos de formação e diferenciação de salários: o grau de concentração industrial e o poder sindical.

O poder dos sindicatos em influenciarem os salários raramente tem sido estudado no Brasil, aparentemente por duas razões: a inexistência de uma base estatística adequada e o ainda recente ressurgimento do movimento sindical no País.

Mas a concentração industrial tem sido objeto de elevado interesse por parte de pesquisadores econômicos, alguns procurando relacionar o grau de concentração industrial com alguma outra variável econômica, [12] e outros preocupando-se, basicamente, em medir a concentração industrial e sua evolução temporal. [13] Ainda nesse grupo, Braga e Mascolo (1982) calculam graus de concentração industrial a partir de diversos índices alternativos.

[12] Como os trabalhos de Fajnzylber (1971) — capacidade de exportar —, Bonelli (1976) — avanço tecnológico —, Buttari e Dweck (1979) — geração de empregos — e Braga (1980) — desempenho empresarial.

[13] Como os trabalhos de Possas (1977), Tavares e Façanha (1978), Bonelli (1980) e Saboia (1980).

Finalmente, como determinante das diferenciações salariais, o grau de concentração industrial aparece em raros trabalhos publicados e, ainda assim, ligados aos salários médios, e não individuais, o que somente possibilita conclusões de caráter geral. É o caso, por exemplo, do trabalho de Senna, que, ao investigar as diferenças de salários médios entre indústrias em 1970, obteve considerável elevação de poder de explicação do modelo ao incluir, dentre as variáveis explicativas, o grau de concentração industrial, o que lhe permitiu concluir que, "dado o nível de escolaridade, os salários são mais altos nas indústrias com maior poder de monopólio".[14]

## a) O grau de concentração industrial

Das muitas medidas de concentração utilizadas em trabalhos acadêmicos relacionados com organização industrial, as mais freqüentemente encontradas são as razões de concentração, o coeficiente de Gini, os índices de Hirschman-Herfindhal e de Rosenbluth e a entropia.[15]

A rigor, a escolha de uma particular medida de concentração revela muito mais uma preferência pessoal do estudioso do que uma opção por aquela medida teoricamente mais aceitável, já que não se pode, *a priori*, eleger alguma delas como a preferível em função de eventuais qualidades implícitas que possua. Além disso, quando o objetivo é mais estudar a ordenação dos setores segundo graus de concentração do que propriamente os valores encontrados como suas medidas, a escolha da medida pode ser irrelevante. De fato, Braga e Mascolo (1982, p. 437) calcularam os coeficientes de correlação de Spearman entre as ordenações dos setores industriais brasileiros a quatro dígitos, segundo diferentes medidas de concentração, concluindo que os "... coeficientes de correlação (todos variando entre 0,9009 e 0,9972 em valores absolutos, e estatistica-

[14] Cf. Senna (1976*b*, p. 287).

[15] Para uma apreciação teórica das medidas alternativas de concentração, cf. Barbosa (1981) e Braga e Mascolo (1982, Subseção 4.1). Resultados de suas aplicações à indústria brasileira constam do Anexo ao trabalho de Braga e Mascolo (1982).

mente significativos a menos de 1%) indicam que as ordenações são invariantes aos índices utilizados".

Neste trabalho, elegeu-se o índice de Hirschman-Herfindhal como medida da concentração industrial, definido por:

$$HH = \sum_{i=1}^{N} p_i^2$$

onde $p_i$ é a parcela do mercado controlada pela firma $i$ e $N$ o número de firmas do setor.

O índice de Hirschman-Herfindhal varia no intervalo entre $1/N$, quando o mercado é perfeitamente distribuído entre as $N$ empresas que o formam, e 1, no caso de monopólio. A participação de cada firma no mercado foi definida como a razão entre sua receita líquida (vendas) e o total da receita líquida do setor.

b) O poder sindical

As medidas mais freqüentemente utilizadas para designar o poder dos sindicatos de influenciarem os salários dos trabalhadores do setor são o número de dias de greve no passado recente — três ou cinco anos — e a participação de sindicalizados na força de trabalho do setor.

O número de dias de greve não é uma boa medida, já que sindicatos poderosos obtêm ganhos salariais sem necessidade de recorrer a greves, apenas porque os empregadores reconhecem o poder que eles possuem.

A participação de sindicalizados na força de trabalho do setor também não é uma boa medida para o caso brasileiro. Como a contribuição sindical é devida mesmo por não sindicalizados, os sindicatos, exceto aqueles mais modernos e atuantes, não têm maior interesse em ampliar seus quadros sociais. Além disso, ou por isso mesmo, aos não sindicalizados é dado o direito de participar das deliberações da classe em assembléias gerais, desestimulando a sindicalização.

Neste trabalho, a medida utilizada procura incorporar as indicações que possam ser retiradas da primeira das medidas referidas — o número de dias de greve no passado recente — sem se restringir

a ela. Através de entrevistas com técnicos e pesquisadores das questões sindicais, foram identificadas três situações de sindicatos:

a) aqueles com nulo poder de reivindicação;

b) aqueles com fraco poder de reivindicação; e

c) aqueles com alto poder de reivindicação.

Na medição do poder sindical, são usadas duas variáveis *dummy*, como descritas a seguir:

*DPSIN*1 = 1, no caso de sindicatos com alto poder de reivindicação; e

= 0, em caso contrário.

*DPSIN*2 = 1, no caso de sindicatos com baixo poder de reivindicação; e

= 0, em caso contrário.

### 3.2.4 — Variáveis características da região do país

Como já estabelecido na Subseção 2.6 deste trabalho, a variável característica da região do país onde se localiza a empresa em que o indivíduo trabalha é o salário mínimo regional vigente. Em 1978 — para compatibilizar com as demais fontes de dados — os salários mínimos regionais eram: [16]

| Estados e territórios* | Salário mínimo (%) | % sobre o maior salário mínimo |
|---|---|---|
| MA, PI, CE, RN, PB, FN, AL, SE | 1.111,20 | 0,7123 |
| AC, AM, PA, RO, RR, AP, PE, BA, MT, GO | 1.226,40 | 0,7862 |
| ES, PR, SC, RS | 1.449,60 | 0,9292 |
| MG, RJ, SP, DF | 1.560,00 | 1,0000 |

* Nos Estados de Pernambuco e Bahia existiam duas sub-regiões para fins de salário mínimo. Nesses casos, optou-se pelo vigente na região que incluía a capital.

16 Decreto n.º 81.615, de 28 de abril de 1978.

Nas regressões usou-se o percentual do salário mínimo de cada região em relação ao maior salário mínimo do País, o qual foi igualado à unidade, como consta da última coluna da tabela anterior.

## 3.3 — Especificação do modelo

A partir da descrição das variáveis utilizadas no trabalho, pode-se resumir esta seção especificando o modelo de análise adotado. Assim:

$$SAL_{ijkl} = \alpha_0 + \beta_1 . GI_i + \beta_2 . DGQ_i + \beta_3 . ET1_i + \beta_4 . ET2_i + \beta_5 . DSEX_i + \beta_6 . DNAC_i + \beta_7 . NDEP_i + \gamma_1 . TAM_j + \gamma_2 . PSAL_j + \gamma_3 . LUCR_j + \gamma_4 . MIT_j + \delta_1 . ICHH_k + \delta_2 . DPSIN1_k + \delta_3 . DPSIN2_k + \lambda . SMR + \varepsilon$$

onde:

$SAL_{ijkl}$ = salário mensal, em Cr$ mil, do indivíduo $i$ que trabalha na empresa $j$, do setor $k$, localizada na região $l$;

$GI_i$ = grau de instrução do indivíduo $i$, que pode assumir 10 diferentes níveis:

0 — analfabeto;
1 — alfabetizado fora da escola;
2 — primário incompleto;
3 — primário completo;
4 — ginasial incompleto;
5 — ginasial completo;
6 — colegial incompleto;
7 — colegial completo;
8 — superior incompleto; e
9 — superior completo;

$DGQ_i$ = grau de qualificação do indivíduo $i$, medido por uma variável *dummy* indicando se o trabalhador freqüentou cursos do SENAI, SENAC, SENAR ou PIPMO ou na própria empresa ($DGQ_i = 1$) ou não ($DGQ_i = 0$);

$ET1_i$ = experiência de trabalho do indivíduo $i$ no emprego atual, medida pelo número de anos (não necessariamente completos) entre sua admissão na firma e o mês-base para o preenchimento dos questionários da RAIS;

$ET2_i$ = experiência de trabalho do indivíduo $i$ anterior ao último emprego, medida por:

$ET2_i$ = idade$_i$ — (seis anos + anos de instrução$_i$ + anos de qualificação$_i$ + anos de trabalho no emprego atual$_i$)

com as restrições:

$0 \leqslant ET2_i \leqslant$ (idade$_i$ — 18 anos — anos de trabalho no emprego atual$_i$)

$DSEX_i$ = sexo do indivíduo $i$, medido por uma variável *dummy* indicando tratar-se de trabalhador homem ($DSEX_i = 1$) ou mulher ($DSEX_i = 0$);

$DNAC_i$ = nacionalidade do indivíduo $i$, medida por uma variável *dummy* indicando tratar-se de trabalhador brasileiro ($DNAC_i = 1$) ou não ($DNAC_i = 0$);

$NDEP_i$ = número de dependentes do indivíduo $i$;

$TAM_j$ = tamanho da empresa $j$, medido pelo número de empregados;

$PSAL_j$ = participação da folha de salário nos custos de produção da empresa $j$ (como *proxies*, são usados os valores médios do quartil de tamanho do setor a que a empresa pertence);

$LUCR_j$ = lucratividade da empresa $j$, medida pela razão média entre o lucro líquido depois da provisão do IR e a receita total do quartil de tamanho do setor a que a empresa pertence;

$MIT_j$ = grau de existência de mercado interno de trabalho na empresa $j$, medido pelo tempo médio de trabalho, em meses, dos seus empregados, na própria firma;

$ICHH_k$ = índice de concentração industrial de Hirschman-Herfindhal calculado para o setor $k$;

$DPSIN1_k$ = poder sindical observado no setor $k$, medido por uma variável *dummy* indicando se ele é forte ($DPSIN1_k = 1$) ou não ($DPSIN1_k = 0$);

$DPSIN2_k$ = poder sindical observado no setor $k$, medido por uma variável *dummy* indicando se ele é fraco ($DPSIN2_k = 1$) ou não ($DPSIN2_k = 0$); e

$SMR_l$ = salário mínimo na região $l$, medido pelo seu percentual em relação ao maior salário mínimo no País, o qual é igualado à unidade.

Na medida em que inexistem compromissos teóricos com a especificação do modelo, ele foi estimado segundo diferentes especificações, tendo a versão logarítmica apresentado os melhores resultados, que são detalhados na próxima seção.

## 4 — Os principais resultados

Nesta seção são analisados os principais resultados da aplicação do modelo descrito na seção anterior.

Já nos primeiros testes de existência de multicolinearidade — uma característica de modelos da natureza do desenvolvido neste trabalho — observou-se elevado coeficiente de correlação simples (0,72) entre as variáveis designativas do grau de ocorrência de mercado interno de trabalho ($MIT$) e do tamanho da empresa ($TAM$). Esse é um resultado trivial. De fato, espera-se que quanto maior for o tamanho da empresa (número de empregados), maior será o grau de ocorrência de mercado interno de trabalho. A existência de chefias intermediárias — evento crescente com o tamanho da empresa — permite o aproveitamento de trabalhadores que se destacam no desempenho de suas funções, a célula do desenvolvimento de mercados internos de trabalho. Mas a alta correlação entre $MIT$ e $TAM$ torna a inclusão simultânea de ambas prejudicial ao modelo. Optou-

se por retirar a variável *MIT*, admitindo-se que seus efeitos sobre os salários são captados por *TAM*.

## 4.1 — A função salários individuais

Nesta subseção são analisados os resultados da regressão dos salários individuais contra as diversas características individuais, empresariais, setoriais e regionais, na forma como essas variáveis são captadas, sem qualquer agregação a nível de variável.

Assim, as variáveis salário, grau de instrução, nível de qualificação, experiência de trabalho, sexo, nacionalidade e número de dependentes são específicas de cada indivíduo; a variável tamanho refere-se a cada empresa; as variáveis participação dos salários nos custos de produção e lucratividade são *proxies* representadas por suas médias a nível de quartil de tamanho dentro do setor a quatro dígitos ao qual cada empresa pertence; as variáveis concentração industrial e poder sindical referem-se aos setores a quatro dígitos ao qual pertence a empresa; e o salário mínimo relativo é o da região onde ela se localiza. A Tabela 1 contém os resultados obtidos.

O poder de explicação do modelo é de 43,4%, bastante razoável tratando-se de *cross-section* com dados individuais. Todos os coeficientes apresentam os sinais esperados: os salários são positivamente correlacionados com o nível de capital humano; existe discriminação sexual favorável aos trabalhadores homens; o nível de remuneração dos estrangeiros (pequenos proprietários, como se pode observar de listagem parcial da amostra) é maior que o de brasileiros; o salário-família (*NDEP*) é uma variável importante na diferenciação salarial; o tamanho da empresa relaciona-se positivamente com os salários pagos; quanto maior a participação da folha de salários, menor o nível salarial; lucros empresariais e níveis salariais são positivamente relacionados; a concentração industrial e o poder sindical influenciam positivamente os salários; e existem diferenças regionais determinando os níveis salariais.

Os níveis de significância dos coeficientes são adequados, embora o de *PSAL* só seja significativamente diferente de zero a 7,86%.

Com o propósito de estudar a influência de cada variável e grupo de variáveis na explicação das variações dos salários, calculou-se,

### Tabela 1

*Função salários individuais*

*(variável dependente: ln* SAL)

| Variáveis explicativas | Coeficientes estimados | *t* de Student | Probabilidades de significância (%) | Coeficientes beta* | | Grupos (%) | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | Valor | % | | |
| Constante | 4,251 | 109,65 | 0,01 | - | - | | |
| ln *GI* | 0,669 | 74,29 | 0,01 | 0,3007 | 20,6 | | |
| *DGQ* | 0,395 | 47,73 | 0,01 | 0,1776 | 12,2 | 50,9 | |
| ln *ET*1 | 0,132 | 51,59 | 0,01 | 0,1884 | 12,9 | | |
| ln *ET*2 | 0,029 | 18,74 | 0,01 | 0,0754 | 5,2 | | 68,7 |
| *DSEX* | 0,283 | 39,04 | 0,01 | 0,1454 | 10,0 | | |
| *DNAC* | —0,584 | —22,19 | 0,01 | —0,0783 | —5,4 | | |
| ln *NDEP* | 0,244 | 49,57 | 0,01 | 0,1925 | 13,2 | | |
| ln *TAM* | 0,042 | 25,73 | 0,01 | 0,0971 | 6,6 | | |
| ln *PSAL* | —0,011 | —1,76 | 7,86 | —0,0066 | —0,5 | | |
| ln *LUCR* | 0,017 | 3,40 | 0,07 | 0,0127 | 0,9 | | |
| ln *ICHH* | 0,012 | 4,08 | 0,01 | 0,0153 | 1,0 | | 31,3 |
| *DPSIN*1 | 0,266 | 28,53 | 0,01 | 0,1144 | 7,8 | | |
| *DPSIN*2 | 0,197 | 22,03 | 0,01 | 0,0827 | 5,7 | | |
| ln *SMR* | 1,291 | 39,69 | 0,01 | 0,1431 | 9,8 | | |
| Número de observações | 46.531 | — | — | — | — | | |
| $\Sigma$ | — | — | — | 1,4604 | 100,0 | | |
| $R^2$ | 0,434 | — | — | — | — | | |
| *F* | 2.546,48 | — | — | — | — | | |

*Definido como beta $= b \cdot \dfrac{\sigma x}{\sigma \ln SAL}$, onde $b$ é o coeficiente estimado e $\sigma x$ o desvio-padrão da variável independente.

para todas elas, o coeficiente beta, definido como o produto de cada coeficiente estimado pela razão entre o desvio-padrão da variável em questão e o dos salários.

Em primeiro lugar, fica evidente a existência de multicolinearidade ao observar-se o somatório dos coeficientes beta, que, na ausência do fenômeno, igualaria *R*.

Em segundo lugar, também fica clara a superioridade das características individuais (e, dentre elas, as de capital humano) na explicação das variações dos salários individuais. As variáveis características de capital humano respondem por mais de 50% das variações explicadas dos salários, enquanto as características estruturais são responsáveis por apenas 31% de tais variações.

Esse é um resultado esperável, mesmo por não defensores da Teoria do Capital Humano. É natural que as características individuais "aproximem-se" mais dos salários individuais do que as características da empresa onde trabalham (duas delas – *PSAL* e *LUCR* – *proxies* representadas por suas médias a nível de quartil de tamanho de setor a quatro dígitos), do setor ao qual ela pertence ou da região onde se localiza. Qualquer tentativa de negar esse fato resultará em esforço inútil.

No sentido de permitir "igualdade" de tratamento às variáveis envolvidas, elas foram agregadas em três diferentes níveis, como descrito na subseção seguinte, naturalmente com perdas em qualidade estatística dos resultados.

## 4.2 — As funções salários médios

Um primeiro nível de agregação das variáveis é o de quartil de tamanho dentro de cada setor a quatro dígitos. Assim, as variáveis antes individuais passam a ser médias das observações dentro dos quartis de tamanho de cada setor a quatro dígitos (os resultados constam da Tabela 2).

O poder de explicação do modelo eleva-se para 66,8% e os sinais de todos os coeficientes correspondem aos esperados. Mas três coeficientes – de *PSAL*, *LUCR* e *ICHH* – deixam de ser significativamente diferentes de zero a níveis aceitáveis.

Das variações explicadas dos salários, as características estruturais respondem agora por 47,9%, enquanto as características típicas de capital humano reduzem seu poder de explicação para 44,4%.

TABELA 2

*Função salários médios dos quartis de tamanho dos setores a quatro digitos*

*(variável dependente: ln* SAL)

| Variáveis explicativas | Coeficientes estimados | *t* de Student | Probabilidades de significância (%) | Coeficientes beta* | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | Valor | % | | |
| Constante | 5,836 | 7,55 | 0,01 | — | — | | |
| ln *GI* | 0,811 | 10,12 | 0,01 | 0,3970 | 24,9 | | |
| *DGQ* | 0,193 | 2,48 | 1,35 | 0,0743 | 4,7 | | |
| | | | | | | 44,4 | |
| ln *ET*1 | 0,117 | 4,00 | 0,01 | 0,1193 | 7,5 | | |
| ln *ET*2 | 0,227 | 2,79 | 0,54 | 0,1170 | 7,3 | | 52,1 |
| *DSEX* | 0,363 | 4,71 | 0,01 | 0,1566 | 9,8 | | |
| *DNAC* | —2,774 | —4,07 | 0,01 | —0,1162 | —7,3 | | |
| ln *NDEP* | 0,133 | 2,26 | 2,45 | 0,0825 | 5,2 | | |
| ln *TAM* | 0,080 | 9,53 | 0,01 | 0,2980 | 18,7 | | |
| ln *PSAL* | —0,007 | —0,31 | 76,27 | —0,0088 | —0,6 | | |
| ln *LUCR* | 0,012 | 0,69 | 49,15 | 0,0192 | 1,2 | | |
| ln *ICHH* | 0,002 | 0,11 | 91,52 | 0,0030 | 0,2 | | 47,9 |
| *DPSIN*1 | 0,281 | 5,83 | 0,01 | 0,1818 | 11,4 | | |
| *DPSIN*2 | 0,194 | 4,63 | 0,01 | 0,1336 | 8,4 | | |
| ln *SMR* | 0,891 | 4,72 | 0,01 | 0,1373 | 8,6 | | |
| Número de observações | 480 | — | — | — | — | | |
| Σ | — | — | — | 1,5946 | 100,0 | | |
| $R^2$ | 0,668 | — | — | — | — | | |
| *F* | 66,52 | — | — | — | — | | |

*Definido como beta $= b . \frac{\sigma x}{\sigma \ln SAL}$, onde *b* é o coeficiente estimado e $\sigma x$ o desvio-padrão da variável independente.

Ao adotar-se um nível de agregação das variáveis ainda maior – as médias dos setores a quatro dígitos –, o poder de explicação do modelo eleva-se para 74,8% (Tabela 3). Os sinais dos coeficientes permanecem os esperados, mas eleva-se o número deles não significativamente diferentes de zero. Entretanto, a esse nível de agregação,

### Tabela 3

*Função salários médios dos setores a quatro dígitos*

*(variável dependente: ln SAL)*

| Variáveis explicativas | Coeficientes estimados | $t$ de Student | Probabilidades de significância (%) | Coeficientes beta* | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | Valor | % | | |
| Constante | 5,990 | 3,34 | 0,11 | — | — | | |
| ln *GI* | 0,874 | 5,47 | 0,01 | 0,3671 | 21,3 | | |
| *DGQ* | 0,296 | 1,69 | 9,33 | 0,0950 | 5,5 | 40,5 | |
| ln *ET*1 | 0,144 | 2,84 | 0,52 | 0,1434 | 8,3 | | |
| ln *ET*3 | 0,195 | 1,44 | 15,36 | 0,0939 | 5,4 | | 50,9 |
| *DSEX* | 0,251 | 1,90 | 5,95 | 0,1045 | 6,1 | | |
| *DNAC* | —2,512 | —1,51 | 13,35 | —0,0736 | —4,3 | | |
| ln *NDEP* | 0,238 | 2,34 | 2,06 | 0,1481 | 8,6 | | |
| ln *TAM* | 0,054 | 3,20 | 0,17 | 0,1709 | 9,9 | | |
| ln *PSAL* | —0,007 | —0,18 | 86,06 | —0,0088 | —0,5 | | |
| ln *LUCR* | 0,093 | 2,53 | 1,26 | 0,1172 | 6,8 | | |
| ln *ICHH* | 0,029 | 1,29 | 20,08 | 0,0375 | 3,3 | | 49,1 |
| *DPSIN*1 | 0,267 | 3,46 | 0,07 | 0,1903 | 11,0 | | |
| *DPSIN*2 | 0,213 | 3,11 | 0,23 | 0,1484 | 8,6 | | |
| ln *SMR* | 1,456 | 3,35 | 0,11 | 0,1724 | 10,0 | | |
| Número de observações | 152 | — | — | — | — | | |
| Σ | — | — | — | 1,7263 | 100,0 | | |
| $R^2$ | 0,748 | — | — | — | — | | |
| $F$ | 29,02 | — | — | — | — | | |

*Definido como beta $= b. \frac{\sigma x}{\sigma \ln SAL}$, onde $b$ é o coeficiente estimado e $\sigma x$ o desvio-padrão da variável independente.

que concede "igualdade" de tratamento a todas as variáveis, observa-se que as variações explicadas dos salários são distribuídas eqüitativamente entre as características individuais (50,9%) e estruturais (49,1%). As características típicas de capital humano passam a responder apenas por 40,5% das variações explicadas dos salários.

Apenas como um último exercício de agregação sem maior significado estatístico, as variáveis envolvidas foram agregadas em valores médios dos setores a apenas dois dígitos (Tabela 4).

## Tabela 4

*Função salários médios dos setores a dois dígitos*
*(variável dependente: ln SAL)*

| Variáveis explicativas | Coeficientes estimados | $t$ de Student | Probabilidades de significância (%) | Coeficientes beta* — Valor | Coeficientes beta* — % | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Constante | 1,553 | 0,36 | 73,16 | — | — | | |
| ln *GI* | 1,498 | 3,85 | 0,85 | 0,7059 | 30,6 | | |
| *DGQ* | 0,028 | 0,05 | 95,82 | 0,0065 | 0,3 | | |
| | | | | | | 32,1 | |
| ln *ET*1 | —0,082 | —0,54 | 60,62 | —0,0488 | —2,1 | | |
| ln *ET*2 | 0,166 | 0,37 | 72,6 | 0,0760 | 3,3 | | 46,6 |
| *DSEX* | 0,190 | 0,90 | 40,10 | 0,1103 | 4,8 | | |
| *DNAC* | 0,873 | 0,83 | 82,92 | 0,0198 | 0,9 | | |
| ln *NDEP* | 0,463 | 1,14 | 29,84 | 0,2025 | 8,8 | | |
| ln *TAM* | 0,076 | 1,45 | 19,84 | 0,1703 | 7,4 | | |
| ln *PSAL* | —0,012 | —0,21 | 84,37 | —0,0137 | —0,6 | | |
| ln *LUCR* | —0,086 | —1,13 | 30,21 | —0,0668 | —2,9 | | |
| ln *ICHH* | 0,043 | 1,40 | 20,99 | 0,1002 | 4,3 | | 53,4 |
| *DPSIN*1 | 0,220 | 1,14 | 29,67 | 0,6923 | 30,0 | | |
| *DPSIN*2 | 0,174 | 2,89 | 2,76 | 0,1514 | 6,6 | | |
| ln *SMR* | 2,363 | 2,20 | 7,00 | 0,1981 | 8,6 | | |
| Número de observações | 21 | — | — | — | | | |
| Σ | — | — | — | 2,3040 | 100,0 | | |
| $R^2$ | 0,978 | — | | | | | |
| $F$ | 18,91 | — | — | — | | | |

*Definido como beta $= b \cdot \dfrac{\sigma x}{\sigma \ln SAL}$, onde $b$ é o coeficiente estimado e $\sigma x$ o desvio-padrão da variável independente.

O poder de explicação do modelo atinge 97,8%, mas os sinais dos coeficientes de três variáveis (*ET*1, *DNAC* e *LUCR*) são contrários aos esperados, e seus níveis de significância são claramente inadequados.

Porém, permanece crescendo a importância das características estruturais na explicação das variações dos salários, que agora atinge 53,4%, em detrimento das variáveis características dos indivíduos e, dentre estas, das de capital humano, que passam a responder somente por 32,1% das variações explicadas dos salários.

## 5 — Principais conclusões

Duas são as conclusões gerais que podem ser retiradas deste trabalho.

A primeira delas é que, embora as características individuais (em especial as de capital humano) sejam as mais importantes para explicar as diferenças salariais entre trabalhadores, não se pode deixar de considerar outros grupos de características, tais como as empresariais, as setoriais e as regionais, desenvolvidas neste trabalho, genericamente tratadas na literatura sobre o assunto como variáveis estruturais. Mesmo com todas as limitações impostas pela precária base de dados estruturais, que obrigou o uso dos artifícios já descritos, as variáveis não individuais responderam por 31,3% das variações explicadas dos salários dos trabalhadores.

A segunda conclusão diz respeito ao nível de agregação das variáveis, coincidindo com um dos resultados de trabalho recente de Ekerman e Magalhães (1983). As parcelas da variação explicada dos salários atribuíveis às características individuais e às estruturais não são invariantes ao nível de agregação das variáveis. Quanto maior esse nível de agregação, maior é a importância das variáveis estruturais. Também maior é o poder de explicação do modelo, mas sacrifica a probabilidade de significância dos coeficientes.

Neste artigo não se pretendeu analisar resultados de regressões apenas com variáveis individuais ou estruturais. Entretanto, o leitor interessado no assunto poderá consultar a Tese de Doutoramento do autor,[17] onde também são encontráveis resultados de regressões a partir de desagregações regionais, setoriais e educacionais.

## Bibliografia

Ashenfelter, O., e Johnson, G. *Unionism, relative wages and labor quality in U. S. manufacturing industry*. Working Paper, 9. Princeton University, Industrial Relations Section, maio 1970.

[17] Cf. Ferreira da Silva (1983).

BAIN, Joe S. Relation of profit rate to industry concentration: American manufacturing, 1936-40. *The Quarterly Journal of Economics*, ago. 1951.

BARBOSA, F. de Holanda. Medidas de concentração. *Revista de Econometria*, abr. 1981.

BARBOSA, Milton. *Diferenciais de salários entre ocupações: uma análise das variações ocorridas no período 1971-1974*. Mimeo. Brasília, IPEA/IPLAN/CNRH, 1978.

BECKER, Gary. Investment in human capital. *The Journal of Political Economy, LXX*, Suplemento, out. 1962.

BLUESTONE, B. The tripartite economy: labor markets and the working poor. *Poverty and Human Resources*, jul./ago. 1970.

BONELLI, Regis. *Tecnologia e crescimento industrial: a experiência brasileira nos anos 60*. Série Monográfica, 25. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1976.

———. Concentração industrial no Brasil: indicadores da evolução recente. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, *10* (3) :851-84, dez. 1980.

BRAGA, Helson C. *Estrutura de mercado e desempenho da indústria brasileira: 1973-75*. Rio de Janeiro, Editora da FGV, 1980.

BRAGA, Helson C., e MASCOLO, João L. Mensuração da concentração industrial no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, *12* (2) :399-454, ago. 1982.

BUTLER, R., e HECKMAN, J. J. *The impact of the government on the labor market status of black Americans: a critical review of the literature and some new evidence*. Mimeo. University of Chicago, 1976.

BUTTARI, Juan, e DWECK, Ruth B. Concentración industrial, tecnología y empleo en el Brasil. In: BUTTARI, Juan J., coord. *El problema ocupacional en América Latina — concentración industrial, tecnología y empleo*. Rio de Janeiro, ECIEL/SIAP, 1979.

CASTELO BRANCO, R. *Crescimento acelerado e o mercado de trabalho: a experiência brasileira*. Série Teses, 1. Rio de Janeiro, Editora da FGV, 1979.

CHAMBERLIN, Edwin H. *The theory of monopolistic competition*. Cambridge, Harvard University Press, 1933.

DOERINGER, Peter B., e PIORE, M. *Internal labor markets and manpower analysis*. Lexington, D. C. Heath Company, 1971.

EKERMAN, R. J., e MAGALHÃES, U. de. *Salários médios e salários individuais no setor industrial: um estudo de diferenciação salarial entre firmas e entre indivíduos*. Série PNPE, mimeo. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, maio 1983.

FAJNZYLBER, Fernando. *Sistema industrial e exportação de manufaturados: análise da experiência brasileira*. Coleção Relatórios de Pesquisa, 7. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1971.

FERREIRA DA SILVA, José Cláudio. *Diferenciação salarial na indústria brasileira*. Tese de Doutoramento. Rio de Janeiro, EPGE/FGV, 1983.

FISHER, Irving. *The nature of capital and income*. New York, MacMillan and Co., 1906.

FREEMAN, Richard. *Socio-economic mobility and black-white economic differences in the "new market" for black labor*. Mimeo. Harvard University, 1976.

GARBARINO, J. W. A theory of interindustry wage structure variation. *Quarterly Journal of Economics, 60* (2), maio 1950.

HALL, Marshall, e WEISS, Leonard W. Firm size and profitability. *The Review of Economics and Statistics*, ago. 1967.

HAWORTH, Charles T., e RASMUNSSEN, David W. Determinants of metropolitan cost of living variations. *Southern Economic Journal, 40*:183-92, out. 1973.

HAWORTH, Charles T., e REUTHER, Carol Jean. Industrial concentration and interindustry wage determination. *The Review of Economics and Statistics, LX* (1), 1978.

KALACHEK, Edward, e RAINES, Fedric. The structure of wage differences among mature male workers. *The Journal of Human Resources, XI* (4), 1976.

KALECKI, Michal. *Theory of economic dynamics — an essay on ciclical and long-run changes in capitalist economy*. Londres, George Allen and Unwin, 1954.

LAZEAR, E. P. Male-female wage differentials: has the government had any effect? In: LLOYD, Cynthia, ed. *Women in the labor market*. New York, 1978.

———. The narrowing of black-white wage differentials is illusory. *The American Economic Review, 69*, set. 1979.

LIMA, Ricardo. Mercado de trabalho: o capital humano e a teoria da segmentação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, *10* (1) :217-72, abr. 1980.

MASTERS, Stanley H. Wages and plant size: an interindustry analysis. *The Review of Economics and Statistics, LI* (3), 1969.

MINCER, Jacob. The distribution of labor incomes: a survey with special reference to human capital. *Journal of Economic Literature, VIII*, mar. 1970.

OI, Walter J. Labor as a quasi-fixed factor. *The Journal of Political Economy, LXX* (6), dez. 1962.

POSSAS, Mário L. *Estrutura industrial brasileira, base produtiva e liderança de mercados*. Tese de Mestrado. Campinas, UNICAMP, 1977.

REDER, Melvin W. The theory of occupational wage differentials. *The American Economic Review, XLV* (5), dez. 1955.

———. Wage differentials: theory and measurement. In: *Aspects of labor economics*. Universities — NBER Conference Series. Princeton, 1962.

REICH, Michael, GORDON, David M., e EDWARD, Richard C. A theory of labor market segmentation. *American Economic Review, 63*, maio 1973.

ROBINSON, Joan. *The economics of imperfect competition.* London, The MacMillan Press, 1933.

ROSS, A. M., e GOLDNER, W. Forces affecting the interindustry wage structure. *Quarterly Journal of Economics, 60* (2), maio 1950.

SABOIA, João L. M. A mensuração da concentração industrial. In: *Anais do II Encontro Brasileiro de Econometria.* Nova Friburgo, Sociedade Brasileira de Econometria, 1980.

SCHULTZ, Theodore. Reflections on investment in man. *The Journal of Political Economy, LXX,* Suplemento, out. 1962.

SENNA, J. J. *Escolarização, experiência no trabalho e salários no Brasil.* Ensaios Econômicos da EPGE, 22. Rio de Janeiro, FGV, 1976*a*.

———. Análise dos diferenciais de salários entre os diversos ramos da indústria brasileira. In: *A economia brasileira e suas perspectivas.* Edições APEC, Ano XV, 1976*b*.

SHALIT, S. S., e SANKAR, U. The measurement of firm size. *The Review of Economics and Statistics,* ago. 1977.

SIMON, H. The compensation of executives. *Sociometry, 20,* 1957.

SMITH, J. P., e WELCH, F. *Race differences in earnings: a survey and new evidence.* R. 2295 – NSF, Rand. Corp., mar. 1978.

SMYTH, D. J., BOYES, W. J., e PESSAU, D. E. The measurement of firm size: theory and evidence for the United States and the United Kingdom. *The Review of Economics and Statistics,* fev. 1975.

TAVARES, Maria da C., e FAÇANHA, Luiz O. *Estrutura industrial e empresas líderes.* Mimeo. Rio de Janeiro, FINEP, 1978.

VIEIRA DA CUNHA, Paulo, e BONELLI, Regis. Estrutura de salários industriais no Brasil: um estudo sobre a distribuição de salários médios em 1970. *Pesquisa e Planejamento Econômico,* Rio de Janeiro, *8* (1) :117-68, abr. 1978.

WACHTEL, Howard M., e BETSEY, Charles. Employment at low wages. *The Review of Economics and Statistics, 54,* 1972.

WALRAS, Léon. *Eléments d'économie politique pure.* 1.ª ed.: Paris, 1900.

WEISS, Leonard W. Concentration and labor earning. *American Economic Review, 56,* mar. 1966.

WELCH, F. Black-white differences in return schooling. *American Economic Review, 63*:893-907, dez. 1976.

ZAGHEN, Paolo Enrico. *Formação e distribuição de salários, função da variável educação: treinamento e características industriais.* Mimeo. Secretaria de Emprego e Salários — MTB/FIPE, dez. 1977.

*(Originais recebidos em setembro de 1983. Revistos em outubro de 1983.)*

# Variações de demanda, estrutura de custos e margem bruta de lucros no Brasil: 1974/81 *

José Marcio Camargo **
Elena Landau **

*Este artigo, que estuda a dinâmica dos preços industriais e das margens brutas de lucro no Brasil entre 1974 e 1981, mostra, em primeiro lugar, que a variação dos preços industriais pode ser explicada a partir do comportamento dos preços das matérias-primas e dos salários nominais, da estrutura de custos das empresas e das margens brutas de lucro. Desta forma, mudanças bruscas de preços relativos, como as ocorridas em 1979 com o aumento dos preços dos derivados de petróleo, alteram a estrutura de custos de produção, tornando a taxa de inflação mais sensível às variações dos preços dos insumos cujos preços relativos aumentaram. O resultado final é a aceleração inflacionária. Em segundo lugar, mostra que as margens brutas de lucros têm comportamento anticíclico, aumentando quando cai o grau de utilização da capacidade produtiva, e vice-versa. Este efeito "perverso" sobre a taxa de variação dos preços é maior no período 1980/81, após o aumento dos preços do petróleo devido às incertezas quanto ao comportamento dos preços relativos no futuro.*

## 1 — Introdução

O processo de determinação dos preços dos produtos industrializados em economias capitalistas tem sido objeto de intensas discussões teóricas e estudos empíricos, tanto no Brasil quanto no exterior.

* Edmar Bacha, Roberto Frenkel, Francisco Lopes, Eustáquio Reis e um *referee* anônimo desta revista leram e comentaram uma primeira versão do artigo. A eles, nossos agradecimentos, pois muitas das sugestões feitas foram aqui incorporadas. No entanto, os erros e omissões que porventura persistam são de nossa inteira responsabilidade.

** Do Departamento de Economia da PUC/RJ.

Fundamentalmente, esta discussão gira em torno do papel desempenhado por divergências entre oferta e procura na dinâmica destes preços.

Este artigo pretende contribuir com a literatura existente nesta área estudando a formação dos preços industriais no Brasil entre 1974 e 1981. Para isto, utilizamos um modelo no qual os preços são determinados a partir da adição de uma margem bruta de lucros aos custos variáveis unitários de produção. Estimamos equações nas quais os preços exógenos que entram na formação dos preços dos bens industrializados aparecem explicitamente, assim como as variações das margens brutas de lucro em relação ao comportamento da demanda agregada. A partir destes resultados, analisamos algumas das causas da aceleração inflacionária ocorrida na economia brasileira em 1979/80.

Nossos resultados indicam que três fatores são de fundamental importância para explicar o recente aumento na taxa de crescimento dos preços industriais: o aumento dos preços internos (em Cr$) dos derivados de petróleo, o aumento dos preços agrícolas e o aumento na taxa de juros a partir de 1980.

O aumento dos preços internos dos derivados de petróleo resulta de três forças distintas: variação dos preços do petróleo no mercado internacional, política de minidesvalorizações cambiais e política de subsídios aos preços dos derivados internamente. Destas três forças, apenas a primeira está totalmente fora do controle dos gestores da política econômica interna. Neste artigo mostramos que o aumento dos preços dos derivados foi bastante mais pronunciado do que a variação dos preços em dólares do petróleo. Este aumento brusco dos preços destes produtos mudou a estrutura de custos das empresas, tornando o custo com energia (aqui representado por petróleo) seu mais importante componente, sendo um dos principais fatores da aceleração inflacionária de 1979/80.

O segundo aspecto importante refere-se aos efeitos sobre os preços industriais dos aumentos dos preços dos produtos agrícolas. Como os salários monetários são ajustados a partir de um índice de preços no qual estes bens têm uma participação importante, um aumento

na taxa de crescimento dos preços agrícolas (como ocorrido em 1978/79) gera maiores aumentos nos salários monetários (mas não nos salários reais) e nos custos do setor industrial.

O terceiro ponto analisado neste artigo são os efeitos de variações da demanda e das taxas de juros sobre as margens brutas de lucro das empresas. Mostramos que, diante de uma redução de demanda (aumento da capacidade ociosa na indústria), existe uma tendência para um aumento nas margens brutas de lucro, e vice-versa. Mostramos também que este efeito é mais importante no período após 1979 — quando ocorre uma grande elevação nas taxas de juros — do que no período 1974/79. Este comportamento "perverso" das margens brutas de lucro coloca sérias dúvidas sobre a efetividade de políticas monetárias restritivas para a redução da taxa de crescimento dos preços industriais. É importante chamar a atenção para o fato de que isto não significa necessariamente uma "Curva de Phillips" invertida, pelo menos no sentido de que mais desemprego aumenta a inflação, pois uma queda da produção industrial reduz a procura por matérias-primas e alimentos cujos preços são mais sensíveis à oferta e procura. Porém, isto limita os efeitos de uma política recessiva sobre os preços industriais aos efeitos indiretos enunciados acima, contrabalançados pelo aumento da margem bruta de lucros resultante da queda de procura. Este resultado, apesar de surpreendente à primeira vista, está de acordo com teorias de comportamento da firma que levam em consideração as necessidades de fluxo de caixa das empresas, decorrentes das exigências advindas do uso do crédito bancário para financiar seus investimentos e seu capital de giro.

Por último, mostramos que a instabilidade dos preços relativos aumenta a incerteza para os empresários quanto aos custos futuros, levando a um aumento dos repasses das variações de custos aos preços e das margens brutas de lucro. Estes dois últimos resultados dão ênfase aos aspectos financeiros da aceleração inflacionária de 1979/80.

Na próxima seção desenvolvemos o arcabouço teórico em que se baseia o artigo; nas terceira e quarta seções mostramos e analisamos os resultados empíricos; e, finalmente, na quinta seção apresentamos as conclusões do trabalho.

## 2 — Preços e custos: arcabouço teórico

Neste artigo partimos da suposição de que os preços dos produtos industrializados são determinados a partir de seus custos variáveis de produção, acrescentando-se a eles uma margem bruta de lucros. Assim, se:

$w$ = salário médio nominal do setor industrial;

$Y$ = total de produto gerado no setor industrial;

$\frac{M}{Y}$ = matéria-prima utilizada por unidade de produto = $a$;

$\frac{L}{Y}$ = trabalho utilizado por unidade de produto = $b$;

$m$ = margem bruta de lucros;

$p_i$ = preço do produto industrializado; e

$p_m$ = preço da matéria-prima;

então:

$$p_i = (1 + m) [wb + p_m a] \qquad (1)$$

Os mecanismos de indexação afetam esta equação de duas formas: em primeiro lugar, os salários monetários estão ligados à variação dos preços dos produtos finais que compõem a cesta de consumo dos trabalhadores; e, em segundo, os preços das matérias-primas importadas estão ligados às variações na taxa de câmbio, e esta às variações dos preços internos através das minidesvalorizações cambiais.

Tomando o primeiro mecanismo, temos:

$$\hat{w} = \eta \hat{p} \qquad (2)$$

onde:

O sinal "^" sobre uma variável indica taxa de variação no tempo $\left(\hat{x} = \frac{dx}{dt} \cdot \frac{1}{x}\right)$;

$p$ = índice de preços ao consumidor; e

$\eta$ = grau de indexação dos salários monetários.

O índice de preços ao consumidor, por sua vez, depende das variações dos preços dos produtos finais. Portanto:

$$\hat{p} = \alpha\hat{p}_a + (1 - \alpha)\,\hat{p}_i \tag{3}$$

onde:

$p_a$ = preços agrícolas; e

$\alpha$ = peso dos preços agrícolas no índice de custo de vida.

Substituindo (3) em (2), o resultado em (1) e tomando em termos de taxa de crescimento, temos:

$$\hat{p}_i = \frac{1}{1 - \lambda_L\,\eta\,(1 - \alpha)}\,\hat{z} + \frac{\lambda_L\,\eta}{1 - \lambda_L\,\eta\,(1 - \alpha)}\,\alpha\hat{p}_a + \frac{\lambda_m}{1 - \lambda_L\,\eta\,(1 - \alpha)}\,\hat{p}_m \tag{4}$$

onde:

$\lambda_L = \dfrac{wL}{wL + p_m{}^M}$ = participação do custo do trabalho no custo variável total;

$\lambda_m = \dfrac{p_m{}^M}{wL + p_m{}^M}$ = participação do custo das matérias-primas no custo variável total; e

$z = (1 + m) \therefore \hat{z} = \dfrac{\dot{m}}{1 + m}.$

O ponto sobre uma variável indica derivada em relação ao tempo $\left(\dot{x} = \dfrac{dx}{dt}\right)$.

A equação (4) nos mostra a relação entre os preços agrícolas, das matérias-primas e industriais, indicando que, quanto maior a participação nos custos variáveis totais de um determinado fator (trabalho ou matéria-prima), maior a sensibilidade dos preços industriais a este fator.

Por outro lado, o grau de indexação dos salários afeta diretamente os preços industriais, mas sempre ponderado pela participação do custo do trabalho no custo variável total $(\lambda_L)$.

O efeito dos preços agrícolas sobre os preços industriais se dá através da sua ligação com os salários monetários. Como no Brasil o índice de preços usado para reajustar os salários é fortemente afetado pelos preços agrícolas – no INPC, por exemplo, $\alpha = 0{,}43$ [cf. Camargo (1981)] –, este efeito é bastante importante.

O segundo mecanismo de indexação considerado acima é o dos efeitos das variações na taxa de câmbio sobre o preço das matérias-primas importadas. Este mecanismo precisa ser analisado com cuidado, pois muitas vezes, como uma forma de se isolar o sistema produtivo interno de choques externos, adotam-se políticas de subsídios que retardam o repasse dos aumentos dos preços em dólar aos preços em cruzeiros. No Brasil este aspecto foi particularmente importante no que se refere à política dos preços dos derivados de petróleo entre 1974 e 1981. (Veremos isto mais adiante.)

Para entender como este mecanismo de indexação funciona, vamos supor uma situação na qual as variações na taxa de câmbio estejam ligadas às variações nos preços dos produtos industrializados. [1] Neste caso, se:

$e$ = taxa de câmbio = $\dfrac{Cr\$}{US\$}$;

$\pi$ = preço em dólar das matérias-primas;

$\hat{p}_m = \hat{e} + \hat{\pi}$; e

$\hat{e} = \phi \hat{p}_i$;

então:

$$\hat{p}_m = \phi \hat{p}_i + \hat{\pi} \qquad (5)$$

[1] Normalmente, as desvalorizações levam em consideração a taxa de inflação interna (o índice geral de preços) e a taxa de crescimento dos preços no exterior (Estados Unidos). Porém, a suposição acima simplifica a álgebra e não compromete a lógica do raciocínio.

O coeficiente $\phi$ varia em função da política de desvalorizações cambiais e dá o grau de indexação dos preços das matérias-primas à inflação passada. Substituindo (5) em (4) e simplificando:

$$\hat{p}_i = \frac{1}{1 - [\lambda_L \eta (1 - \alpha) + \lambda_m \phi]} \hat{z} + \frac{\lambda_L \eta}{1 - [\lambda_L \eta (1 - \alpha) + \lambda_m \phi]} \alpha \hat{p}_a +$$

$$+ \frac{\lambda_m}{1 - [\lambda_L \eta (1 - \alpha) + \lambda_m \phi]} \hat{\pi} \qquad (6)$$

A equação (6) nos diz que quanto maior o grau de indexação da taxa de câmbio ($\phi$) à taxa de inflação interna (aqui representada pelos preços industriais) maior a sensibilidade dos preços industriais às variações em *todos* os componentes dos custos de produção.

Um aspecto importante que ressalta da observação das equações (4) e (6) é que o grau de indexação dos salários monetários e da taxa de câmbio afeta a sensibilidade dos preços industriais em relação a *todos* os componentes de custos e não só àquele específico ao qual este componente se refere.

Antes de passarmos para os resultados empíricos, precisamos fazer algumas considerações teóricas sobre o comportamento das margens brutas de lucro diante de variações de demanda.

Os economistas dividem-se quanto aos efeitos das variações de demanda sobre as margens brutas de lucro em três linhas distintas:

a) A primeira supõe que as margens são constantes, não apresentando qualquer dependência em relação à demanda do bem. Desta forma, os preços seriam totalmente determinados a partir dos custos variáveis de produção [cf. Hall e Hitch (1939) e Godley e Nordhaus (1972)].

b) A segunda linha supõe que as margens sobem quando a demanda é elevada em relação à capacidade produtiva, e vice-versa. Assim, mesmo os preços industriais, que são determinados a partir dos custos de produção, dependem fundamentalmente (ou no longo prazo) de oferta e procura [cf. Stigler e Kindhal (1970), Rushdy e Lund (1975) e Bacha (1981)].

c) Finalmente, um terceiro grupo de teorias propõe que os preços crescem em relação aos custos de produção quando aumenta

o nível de capacidade ociosa, e vice-versa. Subjacente a esta linha de pensamento está a idéia de que as receitas das empresas, que são obtidas pela adição de uma margem bruta de lucros aos custos variáveis unitários, estão em grande parte ligadas a compromissos financeiros assumidos por elas no passado. Assim, diante de uma queda nas vendas, as empresas tenderiam a compensar a redução em suas receitas através de aumentos nas margens brutas de lucro.

Dito de outra forma, o importante é que os lucros das empresas industriais são obtidos a partir de antecipações feitas pelo sistema bancário (empréstimos) para financiar os investimentos e o capital de giro cujas receitas somente se materializarão no futuro, ou seja, as empresas endividam-se hoje para gerar um produto que será vendido posteriormente. Dada esta defasagem, os custos financeiros, que são fixos, precisam ser honrados, caso elas não queiram entrar em processo falimentar. Como os preços são determinados pelas empresas líderes, um aumento da capacidade ociosa faz com que estas aumentem suas margens brutas de lucro a fim de recompor a receita necessária para cobrir suas necessidades financeiras. Assim, a queda das vendas, na medida em que compromete a capacidade de pagamento dos compromissos financeiros das empresas, tende a gerar um aumento nas margens brutas de lucro. Este efeito depende do montante do endividamento em relação às receitas das empresas, da variação das taxas de juros e do grau de oligopolização dos mercados. Quanto maiores estas variáveis, maior a pressão para aumentar a margem bruta de lucros diante de uma queda nas vendas [cf. Minsky (1975) e Davidson e Weintraub (1973)].

Do ponto de vista do comportamento dos mercados dos produtos industrializados, esta linha teórica propõe dois tipos distintos de concorrência oligopolista. De um lado, as empresas existentes em cada mercado competem entre si para aumentar suas participações nas vendas e, na medida do possível, acompanhar ou suplantar a líder. Para este tipo de concorrência as empresas adotam como armas estratégicas novos produtos, propaganda, etc. Em outras palavras, ela se dá ao nível dos investimentos, e não dos preços.

Por outro lado, as empresas já existentes têm necessidade de evitar entradas de novas firmas no mercado, cujo risco está intimamente ligado ao grau de utilização da capacidade instalada. Quanto maior

o grau de utilização, mais fácil economicamente é a entrada de novas firmas e maior o risco de que elas tentem (e consigam) iniciar a produção em um determinado mercado. Para reduzir este risco, as margens brutas de lucro tendem a cair. Se o grau de utilização é baixo (durante uma recessão, por exemplo), reduzem-se o risco e a possibilidade de novos produtores, o que, combinado com o efeito descrito acima, gera pressões para aumentar as margens brutas de lucro [cf. Cowling (1981)].

Algebricamente, se:

$g$ = taxa de investimento; e

$u$ = grau de utilização da capacidade;

então:

$$m = m(g, u)$$

Para o primeiro grupo, as margens são constantes e, portanto:

$$\frac{\partial m}{\partial g} = 0; \quad \frac{\partial m}{\partial u} = 0$$

A segunda linha supõe que um aumento na taxa de investimento ($g$) aumenta a demanda, resultando em um aumento nas margens brutas de lucro. Por outro lado, uma redução na demanda reduz o grau de utilização da capacidade produtiva e diminui $m$. Portanto:

$$\frac{\partial m}{\partial g} > 0; \quad \frac{\partial m}{\partial u} > 0$$

Finalmente, para a terceira teoria, um aumento no investimento aumenta as necessidades de recursos para financiá-los e a dívida das empresas. Para cumprir estas obrigações, as margens deverão subir. Além disso, uma queda na demanda reduz a capacidade de obtenção de recursos pela venda dos produtos e o grau de utilização de capacidade instalada, resultando em um aumento das margens brutas de lucro. Desta forma:

$$\frac{\partial m}{\partial g} > 0; \quad \frac{\partial m}{\partial u} < 0$$

Algebricamente, podemos escrever:

$$\hat{z} = \beta_0 + \beta_1 u$$

onde:

$\beta_0$ é uma componente de tendência que reflete as necessidades de recursos para financiar custos futuros (custo esperado de investimento e do capital de giro) ; e

$\beta_1$ é a reação das margens a variações de curto prazo na demanda.

As equações (4) e (6) ficariam:

$$\hat{p}_i = \frac{\beta_0}{1 - \lambda_L \eta (1 - \alpha)} + \frac{\lambda_L \eta}{1 - \lambda_L \eta (1 - \alpha)} \alpha \hat{p}_a + $$

$$+ \frac{\lambda_m}{1 - \lambda_L \eta (1 - \alpha)} \hat{p}_m + \frac{\beta_1}{1 - \lambda_L \eta (1 - \alpha)} u \qquad (4')$$

e:

$$\hat{p}_i = \frac{\beta_0}{1 - [\lambda_L \eta (1 - \alpha) + \lambda_m \phi]} + \frac{\lambda_L \eta}{1 - [\lambda_L \eta (1 - \alpha) + \lambda_m \phi]} \alpha \hat{p}_a +$$

$$+ \frac{\lambda_m}{1 - [\lambda_L \eta (1 - \alpha) + \lambda_m \phi]} \hat{\pi} + \frac{\beta_1}{1 - [\lambda_L \eta (1 - \alpha) + \lambda_m \phi]} u \qquad (6')$$

As três teorias descritas sucintamente acima resultariam nos seguintes valores $\beta_0$ e $\beta_1$:

| | $\beta_0$ | $\beta_1$ |
|---|---|---|
| 1.ª teoria | 0 | 0 |
| 2.ª teoria | + | + |
| 3.ª teoria | + | − |

Visto isto, passemos aos resultados empíricos.

## 3 — Resultados empíricos: os preços agrícolas e o choque do petróleo

A economia brasileira enfrentou no período 1979/80 pelo menos três choques exógenos de importância fundamental: em primeiro lugar, as más safras agrícolas de 1977/79 resultaram em um rápido crescimento destes preços, com seus efeitos sobre os preços dos produtos industrializados; concomitantemente, o "segundo choque do petróleo", acompanhado da mudança de política econômica em relação aos repasses aos preços internos dos aumentos dos preços internacionais deste produto, ocorrida entre o 1.º e o 3.º trimestre de 1979; e, finalmente, o grande aumento nas taxas de juros, resultante da política monetária restritiva a partir de outubro de 1980.[2] Esta seção analisa os efeitos dos dois primeiros fatores sobre os preços industriais. Na seção seguinte trataremos das reações das margens brutas de lucro a variações da procura.

O efeito das más safras sobre os preços agrícolas é apresentado na Tabela 1, onde se pode observar que a taxa de crescimento dos preços agrícolas medida pelo Índice de Preços por Atacado-Disponibilidade Interna-Alimentos (IPA-DI-Alimentos) sobe rapidamente a partir do 3.º trimestre de 1979, somente voltando a cair a partir de 1981. O efeito deste aumento na taxa de crescimento dos preços dos produtos agrícolas sobre a taxa de crescimento dos preços dos produtos industrializados, dado pelo coeficiente de $\hat{p}_a$ na equação (1'), advém da relação entre os salários monetários e o índice de preços ao consumidor embutida na política de indexação salarial.

A análise dos efeitos do chamado "segundo choque do petróleo" sobre os preços industriais deve levar em consideração três aspectos importantes: de um lado, o aumento efetivo do preço deste insumo no mercado internacional; e, de outro, a política de repasse deste

2 Neste artigo, deixaremos de lado pelo menos mais um possível fator de aceleração inflacionária no período: a mudança de periodicidade da política salarial. Em outros trabalhos [cf. Camargo (1982) e Landau (1982)] argumentamos que este fator teve uma importância relativamente pequena no processo. Ver também Lara Resende e Lopes (1981).

**Tabela 1**

*Preços dos produtos agrícolas: taxa de crescimento média trimestral (anualizada) — 1977/81*

| Trimestres | IPA-DI-Alimentos | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | 1977 | 1978 | 1979 | 1980 | 1981 |
| 1.º trimestre | 62,8 | 67,1 | 69,9 | 92,8 | 146,5 |
| 2.º trimestre | 45,0 | 85,3 | 39,5 | 94,6 | 71,6 |
| 3.º trimestre | 8,1 | 32,8 | 105,2 | 147,2 | 73,0 |
| 4.º trimestre | 40,8 | 29,4 | 139,0 | 205,0 | 62,9 |

FONTE: Coluna 6 da *Conjuntura Econômica*, vários números.

aumento para o preço interno do produto e a política de desvalorizações cambiais.

A nível do mercado internacional, o preço do petróleo bruto (FOB) pago pelo Brasil sobe de US$ 12,63 no primeiro trimestre de 1979 para US$ 21,01 no último trimestre do ano, com uma variação de 66,35%.[3] Duas opções abriam-se para a política econômica diante deste fenômeno. Uma seria, no curto prazo, tentar reduzir seu impacto sobre os preços internos adotando uma política de repasses graduais através do tempo. Juntamente com tal estratégia, políticas de médio e longo prazos dirigidas no sentido de promover mudanças na estrutura produtiva da economia deveriam ser implementadas com o objetivo de substituir o consumo interno desta fonte de energia (controles quantitativos das importações, racionamento, etc.) por outras menos custosas. Com isto, tentar-se-ia evitar que os aumentos do preço internacional do petróleo afetassem diretamente os preços internos. A outra opção seria repassar o choque externo para o preço em cruzeiros desta matéria-prima. Segundo os defensores desta estratégia, com o aumento do preço real, o mercado encarregar-se-ia de promover a substituição necessária entre as várias fontes energéticas disponíveis, sem a necessidade de políticas espe-

[3] *Conjuntura Econômica*, p. 119, fev. 1982.

cíficas neste sentido. Como veremos, esta foi a política adotada no Brasil.

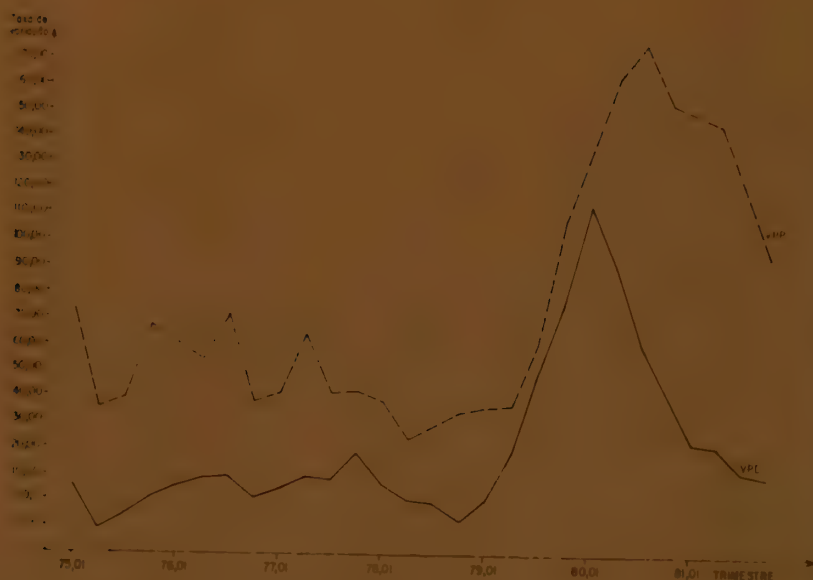
O gráfico a seguir mostra as taxas de variações dos preços do petróleo em dólares (VPD) e dos derivados de petróleo em cruzeiros (VPP) entre 1974 e 1981. A diferença entre as duas curvas depende das desvalorizações cambiais e do montante dos subsídios.

Como podemos observar, a partir do segundo trimestre de 1979 a taxa de crescimento dos preços dos derivados de petróleo (em Cr$) sobe drasticamente, pulando de 35,6% para 177,9% ao ano (medida em termos de variações anuais de médias trimestrais). Já o preço em dólares atingiu sua taxa máxima de crescimento (115,7%) no primeiro trimestre de 1980, caindo rapidamente, a partir deste pico, nos trimestres seguintes.

Por outro lado, seguindo uma política de reduzir os subsídios aos preços internos do petróleo, os preços em cruzeiros dos derivados não acompanham a queda dos preços em dólares, continuando a crescer a taxas superiores a 100% ao ano até o final de 1981.

Dada a baixa elasticidade de substituição deste insumo no processo produtivo, devido à rigidez tecnológica da indústria no curto prazo, esta evolução dos preços dos derivados do petróleo significou uma mudança bastante pronunciada nos preços relativos dos insumos e um conseqüente aumento do peso destes produtos nos custos industriais, pois o que interessa para efeito de custo deste setor é o preço em cruzeiros dos insumos utilizados.

Esta mudança de preços relativos, além do efeito sobre a estrutura de custos, tem também como conseqüência um aumento da instabilidade dos custos das empresas e da incerteza quanto aos custos futuros. Como, ao determinarem seus preços, as empresas baseiam-se não apenas na variação passada dos preços dos insumos, mas também na possibilidade de mudanças nos mesmos durante o período produtivo, este aumento de incerteza, em um contexto inflacionário, tende a gerar uma superestimação dos custos futuros, aumentando o grau de repasse dos custos aos preços [cf. Frenkel (1979)].

Com o objetivo de captar estas várias dimensões do "segundo choque do petróleo" (variações dos preços em dólares, política de repasse aos preços internos dos derivados, aumento da instabilidade dos preços relativos), estimamos a equação (4'), tendo o cuidado de

VPP = Taxa de variação dos preços dos derivados de petróleo (cruzeiros)

VPO = Taxa de variação dos preços do petróleo (dólares)

Variação anual de médias trimestrais

utilizar a taxa de variação dos preços dos derivados do petróleo, em cruzeiros, em lugar da tradicional taxa de variação dos preços em dólares [cf. Lara Resende e Lopes (1981)].[4] Com o objetivo de testar a mudança de estrutura da equação de preços, nós a estimamos para três períodos distintos (1974 79-2, 1979-4/81 e 1974/81) e utilizamos o teste de Chow para validar estatisticamente os resultados (a Tabela 2 a seguir apresenta as estimativas obtidas).

O primeiro ponto importante que sobressai da observação dos resultados da tabela é a clara mudança na estrutura da equação de preços ocorrida em 1979 como resultado do aumento brusco do preço interno do petróleo e das outras matérias-primas. Utilizando-se o teste de Chow para verificar a estabilidade da equação de preços,

[4] Em réplica a Contador, Lara Resende e Lopes (1982) utilizaram o preço do óleo combustível para estimar o efeito do choque do petróleo sobre os preços industriais.

TABELA 2

$$\hat{p}_i = \frac{\beta_0}{1 - \lambda_L \, \eta \, (1 - \alpha)} + \frac{\lambda_L \, \eta}{1 - \lambda_L \, \eta \, (1 - \alpha)} \, \alpha \hat{p}_{a-1} + \frac{\lambda_m}{1 - \lambda_L \, \eta \, (1 - \alpha)} \, \hat{p}_m +$$

$$+ \frac{\lambda_p}{1 - \lambda_L \, \eta \, (1 - \alpha)} \, \hat{p}_p + \frac{\beta_1}{1 - \lambda_L \, \eta \, (1 - \alpha)} \, \mu_{-1}$$

| Períodos | Constante | $p_{a-1}$ | $p_m$ | $p_p$ | $\mu_{-1}$ | $R^2$ | DW | SER | $\rho$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1974/79-2 | 59,82 (3,47) | 0,32 (5,79) | 0,27 (4,29) | 0,02 (0,69) | —0,55 (—2,73) | 0,92 | 1,77 | 0,3858 | 0,18 |
| 1979-4/81 | 119,27 (2,04) | 0,09 (1,84) | 0,52 (5,02) | 0,27 (1,90) | —1,33 (—1,55) | 0,96 | 2,20 | 0,3953 | — |
| 1974/81 | 88,49 (2,60) | 0,31 (3,54) | 0,39 (3,41) | 0,21 (5,38) | —1,04 (—2,68) | 0,99 | 1,91 | 3,8575 | 0,48 |

FONTES: $p_i$: IPA-DI-Produtos Industriais-Oferta Global (coluna 26 da *Conjuntura Econômica*).

$p_a$: IPA-DI-Alimentos (coluna 6 da *Conjuntura Econômica*).

$p_m$: IPA-DI-Matérias-Primas Semi-Elaboradas (coluna 11 da *Conjuntura Econômica*).

$u$: grau de utilização da capacidade produtiva — média trimestral (sondagem conjuntural — *Conjuntura Econômica*).

$p_p$: índice médio de preços dos derivados de petróleo ponderado pela participação destes produtos no consumo total e pelo número de dias em que o preço vigorou (Conselho Nacional do Petróleo).

OBS.: 1) A introdução do "lag" no IPA-Produtos Alimentares justifica-se devido ao tempo necessário para que a variação dos preços dos produtos agrícolas ao nível de atacado afetem os preços agrícolas ao nível do consumidor e estes os salários nominais.

2) Para o período 1979-4/81 foi utilizado o método de mínimos quadrados ordinários. Para os outros períodos utilizou-se o método de Cochrane-Orcutt. Todas as variáveis são medidas em termos de taxa anual de crescimento de médias trimestrais.

3) O fato de os coeficientes das variáveis para o segundo período não serem significativos, devido ao pequeno número de observações, exceto para a taxa de variação dos preços das matérias-primas, poderia ser considerado um problema na interpretação dos resultados. Porém, se observarmos os resultados para o período completo (1974/81), vemos que as variações foram no mesmo sentido das indicadas pela equação correspondente ao segundo período, e todos os coeficientes são significativos. Este resultado confirma as conclusões apontadas no texto.

obtemos um valor de $F = 337,82$, o que nos permite recusar a hipótese de que ela seja estável entre os dois períodos considerados.

Esta mudança de estrutura ocorre nos três coeficientes relevantes, porém de forma diferente. Juntamente com um aumento dos coeficientes das matérias-primas e dos derivados do petróleo, temos uma redução da importância dos preços agrícolas. Em outras palavras, podemos dizer que, a partir do quarto trimestre de 1979, os preços industriais na economia brasileira tornaram-se mais sensíveis às variações dos preços das matérias-primas em geral e do petróleo em particular e menos sensíveis às variações dos preços agrícolas (e, conseqüentemente, dos salários nominais).

Para completar os testes estatísticos, testamos cada coeficiente individualmente no que se refere à sua estabilidade de um período a outro. Para tal, estimamos a equação acima com *dummies* para os três coeficientes separadamente, as quais têm valor zero para o período 1974/79-3 e um para o período 1979-4/81 [cf. Madalla (1977, pp. 132-6)], e cujos resultados são apresentados na Tabela 3.

Como esperado, todas as *dummies* são significativas, o que nos permite rejeitar a hipótese de que os coeficientes sejam estáveis entre os dois períodos considerados.

Estes resultados indicam que, devido à rigidez da estrutura de produção do setor industrial e à baixa elasticidade de substituição entre os diferentes insumos, uma mudança drástica dos preços relativos como a ocorrida em 1979 leva a um aumento da participação nos custos industriais do insumo cujo preço aumentou. Desta forma, o resultado final sobre os preços inclui, além do aumento do preço do insumo considerado, o aumento da participação deste insumo no custo total. Obviamente, isto significa também uma redução em algum outro componente de custo (no caso, o fator trabalho), ou seja, a partir do quarto trimestre de 1979 as variações nos salários nominais afetam menos intensamente os preços industriais do que no período 1974/79-3.

Podemos, portanto, concluir que a tentativa de mudar os preços relativos na economia através de um aumento do preço real em cruzeiros do petróleo importado foi um dos principais componentes da aceleração inflacionária ocorrida no segundo semestre de 1979.

### Tabela 3

| | Constante | $\hat{r}_{a-1}$ | $D_1$ | $\hat{p}_m$ | $D_2$ | $\hat{p}_p$ | $D_3$ | $u_{-1}$ | $R^2$ | DW |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| equação 1 | 57,975 | 0,028 | 0,080 | 0,196 | | 0,310 | | —0,187 | 0,99 | 2,407 |
| | (1,753) | (0,297) | (2,981) | (5,865) | | (3,321) | | (—0,444) | | |
| equação 2 | 71,559 | 0,314 | | 0,025 | 0,206 | 0,265 | | —0,689 | 0,99 | 2,008 |
| | (1,473) | (7,948) | | (0,803) | (8,589) | (4,651) | | (—3,687) | | |
| equação 3 | 54,798 | 0,333 | | 0,110 | | 0,123 | 0,312 | —0,491 | 0,99 | 1,723 |
| | (2,058) | (4,984) | | (2,838) | | (1,158) | (4,331) | (—1,546) | | |

OBS. Os números entre parênteses são as estatísticas $t$ dos respectivos coeficientes.

Dada a rigidez da estrutura produtiva, os mecanismos de indexação da economia brasileira e o fato de que os preços dos produtos industrializados são determinados a partir dos custos de produção, o resultado desta política foi uma forte aceleração inflacionária.

## 4 — Margens de lucro, capacidade ociosa e choques exógenos

O outro aspecto importante que sobressai da análise das estimativas realizadas é o efeito de choques exógenos e de variações no grau de utilização da capacidade produtiva sobre as margens brutas de lucro.

O aumento da instabilidade dos preços relativos resultante do choque de preços, na medida em que aumenta a incerteza quanto aos custos futuros, leva a um aumento nas margens brutas de lucro, o que se reflete no aumento da constante da função $\hat{z} = \beta_0 + \beta_1 U$. Entre um período e outro, $\beta_0$ mais que dobrou, passando de 41,87 para 113,31 (ver adiante). Em outras palavras, dadas as taxas de crescimento dos custos, a taxa de crescimento dos preços industriais seria maior no segundo período que no primeiro.

Nossos resultados mostram também que uma redução do grau de utilização da capacidade leva a um aumento das margens brutas de lucro, e vice-versa, o que se verifica tanto para os subperíodos 1974/79-2 e 1979-4/81 quanto para o período 1974/81. Este resultado está em acordo com as teorias que propõem que, diante de uma redução de demanda, as empresas tendem a aumentar suas margens brutas de lucro para conseguir recursos e cumprir compromissos financeiros assumidos no passado (ver Seção 2).

Estas conclusões são reforçadas pelo aumento de sensibilidade das margens diante de variações de demanda ocorrido no segundo subperíodo analisado (1974-4/81). Segundo esta teoria, a reação das empresas estaria ligada a dois fatores principais:

a) ao montante da dívida; e

b) às variações das taxas de juros.

Quanto maior o montante da dívida em relação às receitas disponíveis, maior a necessidade de recursos por parte das empresas. Por outro lado, dada a dívida, aumentos nas taxas de juros levariam as empresas a aumentarem seus recursos próprios em relação aos recursos de terceiros e, portanto, a aumentarem suas margens.

A partir dos resultados obtidos, podemos calcular os valores de $\beta_0$ e $\beta_1$ na equação $\hat{z} = \beta_0 + \beta_1 u_{-1}$ para os dois subperíodos analisados. Considerando o valor de $\alpha = 0{,}43$, que é o peso dos produtos alimentícios no INPC, temos:

$$1974/79\text{-}2: \quad \hat{z} = 41{,}87 - 0{,}39u_{-1}$$

$$1979\text{-}4/81: \quad \hat{z} = 113{,}31 - 1{,}26u_{-1}$$

Em outras palavras, uma redução de 10% no grau de utilização de capacidade produtiva geraria um aumento em $z$ de 3,9% no primeiro período e de 12,6% no segundo. Como $z = 1 + m$, a variação da margem bruta de lucros ($m$) é ainda maior, pois:

$$\hat{m} = \hat{z} \cdot \frac{1 + m_0}{m_0}$$

e se $m_0 > 0 \rightarrow \dfrac{1 + m_0}{m_0} > 1 \rightarrow \hat{m} > \hat{z}$.

Se $m_0 = 0{,}40$, para $\hat{z} = 0{,}039$ teremos $\hat{m} = 0{,}039 \times \dfrac{1{,}40}{0{,}40} = 0{,}137$, ou seja, $\hat{m} = 13{,}7\%$.[5] Este resultado está diretamente relacionado com o elevado endividamento das empresas industriais no final da década de 70, originado pelo rápido crescimento do período 1970/79 e pela política restritiva adotada a partir de 1980, quando a taxa de juros subiu drasticamente. Desta forma, podemos estimar o efeito sobre a taxa de crescimento dos preços industriais da política restritiva adotada em 1981. Em outubro de 1980 a indústria de transformação utilizava 84% de sua capacidade instalada, enquanto em janeiro de 1982 este índice havia caído para 74% (sondagem

5 Devemos este ponto a um *referee* anônimo desta revista.

conjuntural — *Conjuntura Econômica*). Substituindo na equação acima, teremos:

$$\hat{z} = 113{,}31 - (1{,}26)\,84 = 7{,}5\%$$

$$\hat{z} = 113{,}31 - (1{,}26)\,74 = 20{,}3\%$$

ou seja, 12,8 pontos percentuais. Se todas as outras variáveis que afetam os preços industriais permanecessem constantes, teríamos:

$$\hat{p} = \frac{\beta_0}{1 - \lambda_L\,\eta\,(1 - \alpha)} + \frac{\beta_1}{1 - \lambda_L\,\eta\,(1 - \alpha)}\,u$$

$$\hat{p}_1 - \hat{p}_0 = \frac{1}{1 - \lambda_L\,\eta\,(1 - \alpha)} \cdot \beta_1\,\Delta u$$

Como $0 < \dfrac{1}{1 - \lambda_L\,\eta\,(1 - \alpha)} < 1$, o efeito sobre a aceleração da taxa de variação dos preços industriais será ainda maior.[6]

Algumas observações são importantes quanto a este resultado: em primeiro lugar, uma recessão, na medida em que aumenta o nível de desemprego, pode reduzir o poder dos sindicatos e, com isto, os reajustes salariais (o grau de indexação dos salários $\eta$), o que levaria a um menor crescimento dos preços; e, em segundo, pelo menos dois componentes dos custos industriais — produtos agrícolas (através dos salários) e matérias-primas não elaboradas — têm seus preços mais diretamente afetados por variações de oferta e procura. Como uma redução da produção industrial implica queda da demanda de matérias-primas, e uma redução do emprego significa queda da demanda de produtos agrícolas, deveremos esperar algum efeito de redução da taxa de crescimento dos preços industriais devido à recessão.

[6] Supondo $\lambda_L = 0{,}15$, $\eta = 1{,}0$ e $\alpha = 0{,}43$, teremos:

$$\frac{1}{1 - \lambda_L\,\eta\,(1 - \alpha)} = 1{,}09$$

I. o resultado final sobre os preços industriais seria 14%. Note-se que, quanto maior $\lambda_L$, maior este efeito sobre os preços.

Porém, estes efeitos devem ser contrabalançados pelo efeito "perverso" resultante dos aumentos nas margens brutas de lucro. Por esta razão, o mais provável é que uma política monetária restritiva apresente pouco ou nenhum resultado no sentido de reduzir a taxa de crescimento dos preços industriais [cf. Amadeo, Camargo e Fernandes (1982)].

## 5 — Conclusões

Neste artigo, estudamos o processo de formação dos preços industriais no Brasil e algumas das causas da aceleração inflacionária ocorrida em 1979. Mostramos que a origem da aceleração foi a tentativa de mudar os preços relativos internos dos derivados de petróleo efetuada pela política econômica do governo a partir do primeiro trimestre de 1979. Sendo os preços industriais determinados a partir dos custos, esta política mudou a estrutura da equação de preços, tornando-os mais sensíveis às variações dos preços das matérias-primas. Este resultado nos indica que, dadas a rigidez da estrutura produtiva e a forma como os preços são determinados, uma política de acomodar choques exógenos no curto prazo, acompanhada de medidas de médio e longo prazos de mudanças estruturais, pode ser menos custosa e mais efetiva que a manipulação de preços relativos.

Um outro aspecto importante que sobressai de nossos resultados é que, dada a dependência dos preços dos produtos industrializados em relação aos pesos dos diferentes insumos nos custos variáveis de produção, o aumento na taxa de crescimento dos preços de um insumo importante tende a ser mais inflacionário que o de um insumo pouco utilizado. Neste sentido, é natural que o "segundo choque do petróleo" tenha sido mais inflacionário que o primeiro.

Mostramos também que, no Brasil, as margens brutas de lucro tendem a aumentar quando aumenta a capacidade ociosa, e vice-versa, com as empresas tentando compensar a queda de receitas resultante da redução de procura. Devido ao rápido crescimento dos anos 70 e ao conseqüente aumento de endividamento das empresas, combinados com as elevadas taxas de juros a partir de 1980, este

efeito é mais pronunciado em anos recentes. Conseqüentemente, políticas restritivas como as adotadas nos últimos anos acabam produzindo efeitos perversos sobre a taxa de inflação. No longo prazo, a manutenção desta política, na medida em que impossibilite às empresas o repasse aos preços dos aumentos em seus custos financeiros, levaria a um aumento no número de falências com redução da capacidade produtiva das empresas e, no limite, à destruição do setor industrial.

## Bibliografia


Amadeo, E., Camargo, J. M., e Fernandes, J. A. C. A política monetária em 1981. *Conjuntura Econômica*, jun. 1982.

Bacha, E. *Análise macroeconômica: uma perspectiva brasileira*. Notas Didáticas 1 a 3 e 5 a 7. Rio de Janeiro, Departamento de Economia da PUC/RJ, 1981.

Camargo, J. M. A nova política salarial, distribuição de rendas e inflação: uma réplica. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, *11* (3) :819-30, dez. 1981.

——. *Opções de política salarial e seus efeitos distributivos e inflacionários*. Relatório de Pesquisa. PUC/RJ-IPEA/IPLAN, maio 1982.

Chow, G. C. Tests of equality between subsets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, 1960.

Considera, C. M. Preços, *mark up* e distribuição funcional da renda na indústria de transformação: dinâmica de longo e de curto prazo — 1959/80. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, *11* (3) :637-702, dez. 1981.

——. Comportamento oligopolista e controle de preços industriais: o caso do gênero material de transporte — 1969/82. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, *13* (1) :155-80, abr. 1983.

COWLING, K. Oligopoly, distribution and the rate of profit. *European Economic Review,* mar. 1981.

DAVIDSON, P., e WEINTRAUB, S. Money as cause and as effect. *Economic Journal,* dez. 1973.

FRENKEL, R. Decisiones de precio en alta inflación. *Estudios CEDES,* Buenos Aires, vol. 2, 1979.

GODLEY, W. A. H., e NORDHAUS, W. D. Pricing in the trade cycle. *Economic Journal,* set. 1972.

HALL, R. L., e HITCH, C. J. Price theory and business behaviour. *Oxford Economic Papers,* 1939.

KALECKI, M. *Theory of economic dynamics.* George Allen & Unwin, 1954.

LANDAU, E. *A aceleração inflacionária de 1979.* Tese de Mestrado. Rio de Janeiro, Departamento de Economia da PUC/RJ, ago. 1982.

LARA RESENDE, A., e LOPES, F. L. Sobre as causas da recente aceleração inflacionária. *Pesquisa e Planejamento Econômico,* Rio de Janeiro, *11* (3) :599-616, dez. 1981.

———. Sobre as causas da recente aceleração inflacionária: uma réplica. *Pesquisa e Planejamento Econômico,* Rio de Janeiro, *12* (2) :615-22, ago. 1982.

MADALLA, G. S. *Econometrics.* McGraw-Hill Book Company, 1977.

MINSKY, H. *John Maynard Keynes.* Columbia University Press, 1975.

RUSHDY, F., e LUND, P. J. The effect of demand on prices in British manufacturing industry. *Review of Economic Studies,* out. 1975.

STEINDL, J. *Maturity and stagnation in the American capitalism.* Oxford University Press, 1952.

STIGLER, G. J., e KINDHAL, J. K. *The behavior of industrial prices.* NBER, 1970.

# Instabilidade da renda e estabilização de preços agrícolas *

Fernando Homem de Melo **

*O artigo é uma investigação relacionada com o tema da instabilidade da renda agrícola em função de flutuações inesperadas de preços e rendimentos físicos de produtos agrícolas, inserindo-se na discussão mais ampla referente à reformulação da política econômica visando o aumento da produção alimentar brasileira. O texto está dividido em três partes: a primeira apresenta uma discussão teórica sobre a relação entre estabilização de preços e receita total; a segunda mostra os resultados obtidos em relação a cinco indicadores de instabilidade da receita para produtos ofertados no mercado interno, de exportação e com preços administrados pelo governo, comparando-os com as expectativas teóricas; e a terceira discute alguns resultados dos efeitos de estabilização completa e incompleta de preços sobre a variância da receita. Uma seção de conclusão enfatiza os principais resultados do trabalho, apresentando alguns comentários adicionais.*

## 1 — Introdução

As análises mais recentes das políticas agrícolas têm procurado distinguir entre os instrumentos cujos efeitos se dão em um prazo mais longo e aqueles com resultados a mais curto prazo. Entre os primeiros, menção poderia ser feita aos investimentos públicos em tecnologia agrícola e em infra-estrutura básica, à política de ocupação da fronteira, à questão da estrutura agrária, etc. Entre aqueles em que o condicionamento temporal é menos limitativo, podemos destacar, por exemplo, as análises sobre as políticas de preços agrícolas, inclu-

* A pesquisa que deu origem a este artigo teve o apoio do Ministério da Agricultura e da Financiadora de Estudos e Projetos (FINEP).

** Professor Adjunto do Departamento de Economia da USP e Pesquisador Associado da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas.

sive preços mínimos, as de crédito rural, de preços de insumos e de estoques reguladores.

Entretanto, algumas destas últimas políticas têm merecido um grau maior de atenção do que outras nos diversos estudos realizados. Nesse caso, poderíamos citar os trabalhos de Sayad (1977) e Rezende (1981) sobre crédito rural, assim como sobre preços agrícolas de modo geral, também por Sayad (1981), e sobre preços mínimos, por Lopes, org. (1978). Outras, como é o caso das políticas voltadas para a compensação dos riscos envolvidos na atividade agrícola, apenas nos últimos anos têm merecido alguma atenção. Neste contexto, incluiríamos a instabilidade da renda agrícola em função de flutuações inesperadas de preços e rendimentos físicos. O presente estudo é uma tentativa de investigação nesta última área de análise (isto é, instabilidade e risco na agricultura) e, acreditamos, insere-se na discussão mais ampla que se faz necessária para a reformulação da política econômica, com vistas à introdução de incentivos apropriados para o aumento de nossa produção alimentar em um prazo mais curto.

O presente trabalho está dividido em três partes: na primeira, apresentamos uma discussão teórica sobre a relação entre estabilização de preços e receita total auferida, por produtos, analisando as condições em que preços mais estáveis conduziriam a ganhos para produtores e consumidores; na segunda, mostramos os resultados obtidos para cinco indicadores de instabilidade da receita para produtos ofertados no mercado interno, de exportação e com preços administrados pelo governo, e os comparamos com as expectativas teóricas; e, na terceira, apresentamos alguns resultados dos efeitos de estabilização completa e incompleta de preços sobre a variância da receita. Alguns comentários adicionais encerram o trabalho.

## 2 — Instabilidade da receita agrícola: aspectos teóricos

Flutuações da renda agrícola podem ocorrer tanto em função de variações na demanda como na oferta. Pode-se distinguir, também, as alternativas de estabilização completa *versus* incompleta de preços

(dependendo de ser ou não a variância dos preços reduzida a zero) como caminhos para uma maior estabilização da renda agrícola. Nesta parte do trabalho, pretendemos analisar os efeitos de flutuações na produção e preços agrícolas sobre as flutuações da renda total auferida pelos agricultores.[1]

É conhecido na literatura[2] que, quando variações na quantidade produzida constituem a única fonte de instabilidade, a possibilidade de a estabilização completa de preços contribuir para uma maior estabilidade da renda total depende da magnitude da elasticidade-preço da demanda do produto. A renda total, nesse caso, seria mais estável, desde que essa elasticidade seja menor que 0,5 em termos absolutos. Isso é mostrado a seguir, para uma demanda estável e expressa como:

$$P = \alpha Q^{\beta} \tag{1}$$

onde $\beta$ é a flexibilidade-preço da demanda, ou seja, o inverso da elasticidade-preço, $\eta$. Multiplicando ambos os lados de (1) para se obter a função receita total e tomando o logaritmo dessa nova função, a variância da receita é expressa por:

$$\sigma^2_{R'} = (\beta + 1)^2 \, \sigma^2_{Q'} \tag{2}$$

onde $\sigma^2_{R'}$ e $\sigma^2_{Q'}$ são as variâncias da receita e da quantidade produzida (transformadas em logaritmos). No Gráfico 1, mostramos a variância da receita como uma função da elasticidade-preço (flexibilidade-preço) para um dado valor da variância das quantidades.

Pela função $\sigma^2_{R'} = f(\eta)$ do Gráfico 1, pode-se perceber que, quando a elasticidade-preço $(\eta)$ é infinita $(\beta = 0)$, isto é, uma demanda perfeitamente elástica, a variância da receita é igual à dada variância da quantidade produzida. À medida que a elasticidade-preço vai diminuindo, em termos absolutos, a variância da receita total vai

[1] Os termos receita total, valor da produção e renda total são aqui usados livremente. Para maiores detalhes com respeito às demonstrações que se seguem, cf. Homem de Melo (1982*b*).

[2] Cf. Anderson, Hazzell e Scandizzo (1977).

Gráfico 1

A VARIÂNCIA DA RECEITA TOTAL COMO UMA FUNÇÃO DA ELASTICIDADE-PREÇO DA DEMANDA

também diminuindo, até chegar a zero quando a elasticidade-preço é unitária. Daí para a frente, a função é crescente, isto é, para declínios adicionais no valor da elasticidade-preço.[3] É importante observar que, para $\eta = 0{,}5$, a variância da receita total assume o mesmo valor que quando $\eta = \infty$, isto é, $\sigma^2_{R'} = \sigma^2_{y'} = x$. Para valores $\eta < 0{,}5$, $\sigma^2_{R'} > x$.

Em trabalhos anteriores,[4] caracterizamos a agricultura brasileira como composta por dois subsetores — o de exportáveis e o de produtos domésticos —, baseando essa distinção no fato de o primeiro

[3] Lipsey e Steiner (1966, pp. 124-30) colocam esse ponto como: "The fluctuations in revenue will be larger the more the elasticity of demand for the product diverges from unity in either direction". O mesmo resultado descrito no texto vale para funções de demanda especificadas na forma linear. Cf. Homem de Melo (1982*b*).

[4] Cf. Homem de Melo (1979 e 1982*a*).

apresentar um mercado aberto às transações internacionais, enquanto o segundo tem seus mercados funcionando como em uma economia fechada. Em uma economia aberta, os preços internos são determinados pela interação entre as funções oferta e demanda de exportações, enquanto em uma economia fechada são relevantes as funções oferta e demanda internas do produto. Este último caso resulta de circunstâncias relacionadas com a baixa competitividade internacional e com a política comercial adotada, através de instrumentos como licenças de importação, tarifas e, mesmo, proibição de importações.

Dada essa segmentação, é razoável esperar-se que alguns produtos tenham magnitudes da elasticidade-preço da demanda na faixa relevante em termos de estabilidade da receita, isto é, $0 < |\eta| < 0,5$. Por outro lado, os produtos agrícolas apresentando $0,5 < |\eta| < \infty$ teriam aumentada a variância da receita total, para uma dada variância da quantidade, com uma estabilização completa de preços. Os produtos de mercado interno (domésticos), por nós considerados, incluem arroz, feijão, batata, cebola, mandioca e, em menor grau, milho. Entre os de exportação, destacamos algodão, soja, café, cana (açúcar) e, em menor grau, amendoim. Adicionalmente, dada a realidade da política econômica brasileira, acreditamos ser relevante introduzir um outro subsetor, o de produtos com preços administrados, que incluiria, além da cana-de-açúcar e do café (mencionados também entre os de exportação), o trigo, um produto tradicionalmente importado.

Ao fazermos uma revisão das estimativas disponíveis dessas elasticidades, chegamos aos seguintes valores: feijão, —0,12/—0,52; batata, —0,34; arroz, —0,10/—0,60; milho, —0,54/—0,66; cebola, —0,67; leite, —0,14; carne bovina, —0,94; carne suína, —2,21; banana, —0,94; algodão, —2,86/—5,30; amendoim, —1,92; açúcar, —1,13; e trigo, —0,70. Essas estimativas, obtidas por diversos autores[5] e em vários momentos de tempo, estão indicando que, dos seis produtos por nós considerados como de mercado interno, três parecem estar na faixa relevante $|\eta| < 0,5$, ou sejam, feijão, batata e arroz. O

[5] Cf. Homem de Melo (1982*b*), Paniago (1969), Mandell (1971), Sobral (1973), Brandt (1980) e Castro e Schuh (1977).

milho e a cebola, por outro lado, mostram estimativas ligeiramente acima do limite superior da faixa relevante. Entre os demais, destaques poderiam ser dados ao leite, com estimativa na faixa de estabilização, e ao algodão, com valores bem elevados, mas sem surpresa, por se tratar de produto exportável. Esses resultados, assim, atestam a viabilidade de uma política de estabilização completa de preços para alguns importantes alimentos, do ponto de vista de se chegar a uma redução da variância da receita total.

É importante mencionar o aspecto de eficiência alocativa. Em outras palavras, para os produtos com $|\eta| < 0.5$, uma política de preços estáveis faria o papel de uma demanda externa perfeitamente elástica. Já que, via de regra, os produtos agrícolas são comercializáveis externamente (*tradables*), em um sentido potencial, a política de preços estáveis tenderia a corrigir a distorção causada pela existência de um subsetor de produtos domésticos (mercado interno), trazendo, em conseqüência, uma situação de instabilidade da receita semelhante aos exportáveis com demandas perfeitamente elásticas.

Mantendo-se em mente o pressuposto de uma demanda estável e a quantidade ofertada como a única fonte de instabilidade, reduções adicionais da variância da receita só poderiam ser obtidas através de uma incompleta estabilização de preços. Para se verificar esse aspecto, consideremos a variância da receita $(R = P.Q)$, isto é:[6]

$$\sigma_R^2 = \overline{Q}^2 \sigma_P^2 + \overline{P}^2 \sigma_Q^2 + 2 \overline{P} \overline{Q} \rho \sigma_P \sigma_Q \qquad (3)$$

onde $\rho$ é o coeficiente de correlação entre $P$ e $Q$. Esse caso, mais geral, significa que tanto a oferta como a demanda são instáveis. Diferenciando (3) com relação a $\sigma_P$ e igualando a zero, obtemos o valor de $\sigma_P$ que minimiza $\sigma_R^2$:

$$\sigma_P = - \rho \frac{\overline{P}}{\overline{Q}} \cdot \sigma_Q \qquad (4)$$

e, substituindo (4) em (3), o valor de $\sigma_R^2$:

$$\sigma_R^2 = \overline{P}^2 \sigma_Q^2 (1 - \rho^2) \qquad (5)$$

[6] Essa expressão é a aproximação assintótica da variância de um produto. Cf. Goldberger (1970).

Vê-se, assim, que, para $\rho = -1$, $\sigma^2_R = 0$, isto é, receita constante. Nesse caso, por (4) vemos que:

$$\sigma_P = \frac{\overline{P}}{\overline{Q}} \sigma_Q \text{ ou } \frac{\sigma_P}{\overline{P}} = \frac{\sigma_Q}{\overline{Q}} \qquad (6)$$

Em outras palavras, o coeficiente de variação dos preços recebidos é igual ao coeficiente de variação da quantidade produzida. A literatura[7] reconhece esse caso como aquele em que a autoridade encarregada dos estoques reguladores permite a flutuação dos preços apenas na magnitude da flutuação das quantidades produzidas. Esse caso, em que $\rho = -1$ e, portanto, $\sigma^2_R = 0$, contrasta com aquele em que $\rho = 0$, quando, em (5):

$$\sigma^2_R = \overline{P}^2 \sigma^2_Q \qquad (7)$$

Um exame da expressão (3) mostra que (7) é exatamente o segundo termo do lado direito daquela. $\sigma^2_R$ ficaria reduzido à expressão (7) quando $\sigma_P = 0$, isto é, na circunstância de uma estabilização completa de preços. No Gráfico 2, que mostra a relação entre $\sigma^2_R$ e $\sigma_P$ para dois valores de $\rho$, nota-se que a estabilização completa de preços, quando $\rho = -1$, pode ter como conseqüência um aumento na variância da receita dos produtores. Isso aconteceria desde que o valor inicial de $\sigma_P$ estivesse compreendido no intervalo:

$$0 < \sigma_P < 2 \frac{\overline{P}}{\overline{Q}} \sigma_Q$$

Por outro lado, quando $\sigma_P > 2 \frac{\overline{P}}{\overline{Q}} \sigma_Q$ inicialmente, a estabilização completa de preços seria capaz de reduzir a variância da receita. Um outro caso extremo é quando $\rho = 0$ e $\sigma_P > 0$, unicamente em função de flutuações na curva de demanda ($\sigma_Q = 0$). Nessas circunstâncias, uma estabilização completa de preços eliminaria a variância da receita total, pois $\sigma^2_R = \overline{Q}^2 \sigma^2_P$. No outro caso em que $\rho = 0$,

7 Cf., por exemplo, Lipsey e Steiner (1966, pp. 124-30).

Gráfico 2

A VARIÂNCIA DA RECEITA TOTAL COMO UMA FUNÇÃO DA VARIÂNCIA DE PREÇOS

isto é, quando $\sigma_P = 0$, não há como falar em um programa de estabilização de preços, pois $\sigma^2_R = \bar{P}^2 \sigma^2_Q$ de início.

Ainda que no Gráfico 2 tenhamos mostrado apenas os casos de $\rho = -1$ e $\rho = -0,5$, para um dado padrão de flutuação da quantidade produzida ($\sigma_Q$) fica claro que, quando $\rho$ aumenta, também aumentam as possibilidades de que uma estabilização completa de preços diminua a variância da receita total. Em outras palavras, para uma dada variância da quantidade, maiores são as possibilidades de uma estabilização de preços contribuir para a estabilização da receita total.

Em resumo, um programa de estabilização completa de preços será capaz de reduzir a instabilidade da receita, quando a oferta é

a única fonte de instabilidade, apenas se a elasticidade-preço da demanda estiver compreendida no intervalo $0 < |\eta| < 0{,}5$. Para reduções adicionais, ainda supondo-se a demanda como estável, devemos considerar um programa de estabilização incompleta de preços. No caso extremo, quando o coeficiente de variação dos preços recebidos é igualado ao coeficiente de variação da quantidade produzida, a variância da receita torna-se zero. Isso ocorre também para os produtos com elasticidades-preço da demanda no intervalo $0{,}5 < < |\eta| < 1$. Já quando $|\eta| = 1$, como vimos (Gráfico 1), a variância da receita é zero. Portanto, $|\eta| = 1$ é o divisor de fronteiras quanto à estabilização da renda. Quando $|\eta| > 1$, a receita só poderia ser mais estável aumentando-se a instabilidade dos preços (Gráfico 2). Finalmente, quanto maior for a importância de flutuações da demanda, maiores serão as possibilidades de que um programa de estabilização de preços contribua para a estabilização da receita.

Finalmente, antes de concluirmos essas considerações teóricas, é necessário comentarmos o efeito da estabilização de preços na receita média. Segundo Newbery e Stiglitz (1981, pp. 30-3), partindo da receita total $(R = PQ)$ e diferenciando em relação ao preço, obtemos:

$$R' = \frac{dR}{dP} = Q\,(1 - |\eta|) \qquad (8)$$

e, também:

$$R'' = \frac{dQ}{dP}(1 - |\eta|) - Q\,\frac{d\,|\eta|}{dP} \qquad (9)$$

ou, alternativamente:

$$R'' = Q'\,(1 - |\eta|) - Q\,|\eta|' \qquad (9')$$

A função receita será côncava (em relação ao preço) ou convexa se $R'' < 0$ ou $R'' > 0$. A função côncava implica que, diminuindo a instabilidade de preços, maior é a receita média. Com base em (9'), podemos verificar que $R'' < 0$, isto é, a função receita será côncava quando a função demanda for linear ou quando tiver elasticidade constante e menor que 1 em valor absoluto. Entretanto, Newbery e Stiglitz (1981) advertem que essa análise pode ser enganosa, em função do pressuposto de que o preço médio do produto

permaneceria constante, isto é, a manutenção do preço médio constante implicaria uma redução da quantidade *média* consumida para funções convexas de demanda (das quais a de elasticidade constante é um caso particular). Daí aqueles autores qualificarem a conclusão de maior receita média como o impacto de curto prazo, na situação de se trabalhar com a chamada "quantidade média preservadora de reduções na variabilidade de preços". Entretanto, deve-se mencionar que, nesse caso, não se tem um estoque autoliquidante, mas sim haveria, ao longo do tempo, uma tendência a uma acumulação líquida de estoques.

A situação que inclui os ajustamentos de longo prazo na oferta do produto é também tratada no mais recente trabalho de Newbery e Stiglitz (1982). A conclusão básica é que, para demandas com elasticidades constantes, uma política de estabilização de preços conduz a uma melhoria do bem-estar dos produtores, desde que:

$$R\,(1 - |\eta|) > 1 \qquad (10)$$

onde $R$ é o coeficiente de aversão relativa ao risco.[8] Portanto, com base nessa expressão, pode-se verificar que os produtores seriam beneficiados pela estabilização de preços, desde que a elasticidade-preço da demanda seja pequena e o coeficiente de aversão relativa ao risco seja alto. Esse resultado é também observado no cenário de longo prazo, isto é, quando se considera a resposta da oferta agrícola, desde que o coeficiente de aversão relativa ao risco seja constante.[9]

[8] Para uma revisão das medidas de aversão ao risco, cf. Hey (1979, pp. 46-51). A aversão absoluta ao risco é definida como $R_A\,(\pi) = \frac{U''\,(\pi)}{U'\,(\pi)}$ e a aversão relativa como $R_R\,(\pi) = \frac{\pi\, U''\,(\pi)}{U'\,(\pi)}$, onde $U'$ e $U''$ correspondem à primeira (utilidade marginal) e segunda derivadas da função utilidade do lucro. $R_R\,(\pi)$ é, portanto, o negativo da elasticidade da utilidade marginal da renda (lucro) com respeito à renda (lucro).

[9] Cf. Newbery e Stiglitz (1982, pp. 14-6). Conclusão semelhante é alcançada por Schmitz, Shalit e Turnovsky (1981).

No momento em que introduzimos considerações de risco e suas medidas, é importante destacar que esse enfoque difere de uma ampla e antiga literatura sobre estabilização de preços.[10] Esta última "assume neutralidade em relação ao risco, compara nenhuma estabilização com uma estabilização perfeita e sem custo e mede ganhos de bem-estar por mudanças no excedente médio de produtores e consumidores".[11] Mesmo quando a incerteza é introduzida em modelos de estabilização de preços, ao nível das firmas, supõe-se que estas maximizam o valor esperado do lucro e, com isso, sejam neutras em relação ao risco (uma função de utilidade linear). A vertente mais recente da literatura considera que essa não é a única possibilidade a ser avaliada, aparecendo a alternativa de firmas avessas ao risco como merecedora de consideração.[12]

Como bem apontado por Newbery e Stiglitz (1982, p. 4), essa linha alternativa introduz os pressupostos de que os agentes (produtores e consumidores) não são neutros em relação ao risco e de que não existe um mercado completo de seguro,[13] além de adotar um enfoque de maximização do valor esperado da utilidade, em lugar da análise marshalliana de excedentes, o que é claramente inadequado para se tratar de questões relacionadas com a aversão ao risco. Com esse tratamento, portanto, como vimos antes, uma política de estabilização de preços beneficiaria os produtores de culturas com baixas elasticidades-preço das demandas e que apresentassem valores altos para o coeficiente de aversão relativa ao risco.

Como mencionado, as conclusões de Newbery e Stiglitz (1982) referem-se a uma situação de demanda estável, isto é, a origem das flutuações de preços está no caráter aleatório da quantidade produzida. Por outro lado, recentemente, Schmitz, Shalit e Turnovsky

10 Cf. a revisão feita por Homem de Melo (1982*b*, pp. 12-35).

11 Cf. Newbery e Stiglitz (1982, p. 4); tradução nossa.

12 Cf. a revisão sobre a teoria da firma em condições de incerteza em Homem de Melo (1982*b*, pp. 23-35).

13 Por exemplo, os aspectos favoráveis de estabilização da produção trazidas pela existência de mercados futuros não se aplicam no caso de a própria produção ser aleatória. Cf. Feder, Just e Schmitz (1980).

(1981) desenvolveram as condições em que os produtores melhorariam em bem-estar com estabilização de preços, quando a oferta agrícola não é uma variável aleatória. Apesar de esse ser um caso de variabilidade de preços, e não de incerteza, o tratamento em termos de maximização da utilidade e de uma firma produzindo vários produtos justifica um certo destaque. Lembrando nossa distinção anterior (produtos domésticos e exportáveis), o caso específico analisado por esses autores é o de estabilização do preço de um dos produtos da firma diversificada. O primeiro resultado interessante, confirmando aquele de Newbery e Stiglitz (1982), é que a preferência pela estabilização aumenta com maiores valores do coeficiente de aversão relativa ao risco. O segundo é que a preferência pela estabilização do preço de um dos produtos aumenta com a importância da parcela da receita suprida pelo produto estabilizado. A relevância desse resultado no contexto de nossa análise de estabilização é óbvia: os ganhos de uma política de estabilização de preços de produtos domésticos (e, portanto, o apoio para ela) seriam mais concentrados naqueles produtores que mais dependem dessas culturas na formação de sua receita total, que, em vários casos, são pequenos e médios agricultores. [14]

Com relação ao grupo de pequenos e médios produtores, é interessante o resultado obtido: a preferência por estabilização é maior quanto maior o valor do coeficiente de aversão relativa ao risco. Uma expectativa bastante comum na literatura é de que a restrição causada pela aversão ao risco, nas decisões de uso de recursos, torne-se menos efetiva à medida que a renda dos agricultores aumente. [15] Algumas evidências disponíveis para o setor agrícola parecem confirmar essa expectativa. Por exemplo, trabalhando com uma função de utilidade da renda exponencial e assumindo que a renda é normalmente distribuída, Wienz (1976) obteve menores valores para o parâmetro de aversão ao risco nas propriedades agrícolas maiores. A conclusão desse autor é que o risco foi um fator crítico na determinação da alocação de recursos na agricultura de subsistência e

[14] Cf. Homem de Melo (1982c).

[15] Cf. Moscardi e Janvry (1977).

que, conseqüentemente, políticas reduzindo esse risco seriam importantes instrumentos indutores de alterações na produção. Por outro lado, Moscardi e Janvry (1977) evidenciaram que, em uma amostra de agricultores mexicanos, o grau de aversão ao risco era menor quanto maiores a extensão de terra sob controle e o nível de renda obtido fora da agricultura, resultados consistentes com a hipótese de que a aversão absoluta ao risco declina com a renda.

Adicionalmente, com relação aos agricultores brasileiros com baixa renda, a conclusão de Dias (1976) é consistente com as evidências acima. Segundo esse autor, uma maior estabilidade de preços e dos fluxos de oferta do produto nos mercados caracterizados por uma agricultura de baixa renda diminuiria o risco de especialização, de modo a aumentar as alternativas disponíveis na produção. Finalmente, os resultados obtidos por Dillon e Scandizzo (1978) mostram que, geralmente, os pequenos agricultores no Nordeste brasileiro são mais avessos ao risco que os parceiros, o que seria devido à repartição do risco entre proprietários e parceiros na região.

Essas evidências, portanto, mostram-nos que os pequenos agricultores devem ter uma maior aversão ao risco do que os grandes e, em conseqüência, devem ser os mais beneficiados por uma política de estabilização de preços. Isso é mais uma justificativa para um exame mais detalhado desse instrumento de política, ainda que deva ser mencionado que essa é apenas uma das alternativas para a estabilização da renda agrícola. É válido, também, voltar a mencionar que um programa de estabilização de preços não significa necessariamente *estabilização completa*. Como já discutido, por exemplo, um coeficiente de variação de preços igual ao coeficiente de variação das quantidades reduziria a variância da receita a zero.

Mais acima, procuramos mostrar que um programa de estabilização de preços para os produtos domésticos, principalmente para aqueles em que $|\eta| < 0,5$, seria uma modificação respaldada por critérios de eficiência alocativa. Uma palavra qualificadora sobre esse aspecto faz-se necessária a esta altura. Ao se introduzir risco na análise, com os modelos de maximização do valor esperado da utilidade, as variáveis relevantes passaram a ser a renda esperada e a variância da renda. Ao discutirmos o caso $|\eta| < 0,5$, mencionamos

a estabilização completa de preços desempenhando, para os produtos domésticos, o papel de uma demanda externa perfeitamente elástica, existente para a maioria dos exportáveis. Isso tenderia a corrigir a distorção causada pela existência de um setor fechado às transações internacionais, na medida em que se conseguiria uma redução da variância da receita.

Deixamos de lado, no entanto, a questão do valor esperado da renda quando de uma política de estabilização. A esse respeito, mencionamos apenas que a renda esperada seria maior na eventualidade de um programa de preços mais estáveis, quando a elasticidade-preço da demanda fosse menor que 1 em valor absoluto. Por outro lado, mantendo a comparação com uma demanda externa perfeitamente elástica, algumas considerações adicionais devem ser feitas. Inicialmente, vejamos o caso do milho, por nós colocado como o menos nítido dos produtos de mercado interno. Aliás, em estudo anterior,[16] havíamos criado uma categoria de produtos intermediários, entre os domésticos e os exportáveis, e incluído milho e amendoim. Entretanto, os eventos mais recentes de 1978/82 e o objetivo de simplificar um pouco a discussão nos fizeram alocar o milho entre os domésticos e o amendoim entre os exportáveis. No período mais recente, via de regra, os preços internos do milho estiveram acima dos internacionais. Nessas circunstâncias, um programa de estabilização de preços que levasse mais em conta os níveis dos últimos anos introduziria uma diferenciação positiva em relação ao mercado internacional.

Isso também ocorreria, e até de maneira mais clara, no caso do arroz. Esse produto, por nós incluído entre os domésticos, tem mostrado, ao longo de um período de tempo mais longo, preços internos maiores que os internacionais.[17] Nesse caso, portanto, novamente teríamos a estabilização de preços a níveis superiores aos de mercado internacional. Diferenciais positivos entre preços internacionais e domésticos também foram observados para a maioria dos anos do período 1966/77 no caso da batata.[18] Entretanto, esse não parece ser

[16] Cf. Homem de Melo (1982*b*, p. 60).
[17] Cf. Homem de Melo (1981*a*).
[18] *Ibid.*, p. 131.

um caso mais sério, pois a tendência desse diferencial foi declinante ao longo daquele período, alem do fato de que deve existir um custo maior para as despesas de importação (transporte e porto), em função de se tratar de um produto perecível.

Para os dois outros produtos domésticos considerados (o feijão e a mandioca), o quadro é um pouco peculiar, em função da não existência de um mercado internacional mais desenvolvido. Por exemplo, os preços do feijão, ainda que existentes para as exportações de alguns países,[19] não são cotados em bolsa, as transações são mais irregulares e reduzidas, incluem tipos muito variados, além do fato de que, para a mandioca, tanto preços e quantidades não são sequer listados nas publicações da FAO. Nessas condições, não se pode tomar o mercado internacional como norma para comparação de preços, e os dois produtos em questão (feijão e mandioca) devem ser considerados estritamente domésticos, inclusive em um horizonte mais longo de tempo.

Em pesquisa recentemente concluída,[20] procuramos analisar uma das razões para essa situação de relativa inferioridade, ao longo de um extenso período de tempo, das culturas alimentares domésticas em comparação com as de exportação, tomando como parâmetro de comparação a competitividade de cada uma no mercado internacional. Essa razão, em nosso entender, foi o desequilíbrio existente, entre produtos, no processo de geração de inovações tecnológicas a partir das instituições públicas de pesquisa agronômica, fortemente viesado no sentido de favorecer as culturas de exportação. Nos últimos anos, principalmente, com a criação da EMBRAPA (Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária), nota-se uma preocupação do setor público federal em reverter essa tendência histórica de maior dinamismo tecnológico no setor de exportáveis.

É nesse contexto dinâmico de um maior ritmo esperado de inovações tecnológicas para as culturas domésticas que devemos considerar

19 Utilizando os preços existentes nos anuários da FAO (Food and Agricultural Organization), foi possível verificarmos preços internacionais de feijão abaixo dos internos em vários anos do período 1966/77.

20 Cf. Homem de Melo (1981*b*).

uma reformulação dos instrumentos de política agrícola, visando obter maior estabilização da receita auferida pelos produtores dessas culturas. Em outras palavras, acreditamos que o maior ritmo de inovações tecnológicas para o grupo de culturas de exportação e o menor risco do resultado econômico dessa atividade (menor variância da receita, tudo o mais constante) tenham-se constituído em importantes fatores de estímulo à sua expansão em relação à das domésticas (mercado interno). Consistentemente com esse diagnóstico, a nossa sugestão é de uma política de estabilização de preços (e da receita) dos produtos domésticos, em um momento em que se antevê um processo de correção desse desequilíbrio tecnológico. Desse modo, a eventualidade de essa estabilização ocorrer a níveis de preços superiores aos do mercado internacional, possibilidade mencionada anteriormente para algumas culturas domésticas (principalmente arroz e milho), deve ser encarada como temporária. Em um horizonte mais longo, a nossa expectativa seria de expansão das culturas domésticas, com menores custos de produção (via inovações tecnológicas e aumentos de produtividade dos fatores) e, gradativamente, viabilizando uma situação em que os preços internos fossem aproximando-se dos níveis do mercado internacional. Sob certas circunstâncias, eles poderiam, inclusive, tornar-se produtos de exportação.

Trabalhos mais recentes sobre inovações tecnológicas têm salientado as questões de incerteza e grau de aversão ao risco dos produtores agrícolas. Por exemplo, com um modelo de decisão baseado na maximização do valor esperado da utilidade da renda, com as alternativas de uso de recursos em uma cultura com tecnologia tradicional e em outra com tecnologia "moderna", Feder (1980) concluiu que a alocação ótima de terra com a cultura moderna declina com maiores níveis de aversão ao risco. Ora, como vimos brevemente acima, ao longo do tempo as culturas domésticas têm sido as "tradicionais" e as de exportação as "modernas". Ao mesmo tempo, colocamos, também, a possibilidade de reversão próxima desse quadro, com maior ritmo de inovações tecnológicas para as culturas domésticas, tornando-as "modernas".

Com esse quadro, descrito em linhas gerais, dois aspectos merecem comentários: primeiro, o maior risco do resultado econômico das

culturas domésticas, em função dos baixos valores das elasticidades-preço das suas demandas (tudo o mais constante)[21] em comparação com aqueles das de exportação; e, segundo, a nossa expectativa, isto é, de que os níveis de aversão ao risco são maiores para os pequenos do que para os grandes proprietários. Em conseqüência, a adoção de estabilização de preços das culturas domésticas contribuiria para a redução da variância (risco) da receita, assim como favoreceria relativamente mais os pequenos e médios produtores. Quanto ao último aspecto, diversos autores têm salientado a aversão ao risco como a principal barreira a um maior ritmo de adoção de inovações tecnológicas.[22] A maior estabilização dos preços dos produtos domésticos, desse modo, contribuiria para aumentar as alternativas efetivamente disponíveis a esses agricultores, através da diminuição do risco da especialização.

Apesar de toda esta seção do trabalho ter-se concentrado em avaliar o impacto da estabilização de preços, não devemos, ao final dela, deixar de mencionar como essa mesma política afeta os consumidores. Podemos, inclusive, pensar que a viabilidade de sua introdução seria fortalecida desde que benefícios ocorressem tanto para produtores como para consumidores, ou para suas parcelas mais expressivas. Nesse contexto, o recente trabalho de Dahlby (1981), utilizando um modelo em que o consumidor maximiza o valor esperado da utilidade da renda, apresentou a conclusão de que benefícios maiores seriam auferidos com estabilização de preços (ao nível do valor esperado), nos casos de menores elasticidades-preço e renda das demandas e de maiores coeficientes de aversão relativa ao risco e das parcelas orçamentárias de cada produto. Precisamente, a condição desenvolvida por Dahlby para ganhos dos consumidores é a seguinte:

$$s(\varepsilon - r) - \eta < 0 \qquad (11)$$

onde $s$ é a parcela orçamentária, $\varepsilon$ a elasticidade-renda da demanda, $r$ o coeficiente de aversão ao risco e $\eta$, como anteriormente, a elasti-

21 Basicamente, as flutuações das respectivas demandas e a intensidade de variação das quantidades produzidas de cada uma delas.

22 Cf., entre outros, Ramos da Silva (1981) e Pastore (1975).

cidade-preço da demanda. Com $\eta < 0$, uma condição necessária para ganhos dos consumidores é que $r > \varepsilon$, ressaltando a importância de baixos valores da elasticidade-renda da demanda. Com base em nossa análise anterior, e supondo a realização de (11), os efeitos a longo prazo tenderiam a ser maiores, em virtude da redução dos preços internos, resultando da ligação que fizemos entre estabilização da receita e adoção de inovações tecnológicas. A satisfação da condição (11), isto é, ganhos aos consumidores com a estabilização de preços, é bastante provável para os consumidores dos produtos domésticos, em vista dos baixos valores absolutos das elasticidades-preço e renda da demanda e dos valores relativamente altos das parcelas orçamentárias desses produtos.[23]

## 3 — Estabilização da receita agrícola: aspectos empíricos

Esta seção do trabalho tem por finalidade trazer evidências sobre a situação relativa dos diversos produtos agrícolas — domésticos (mercado interno), de exportação e administrados — quanto às magnitudes de instabilidade da receita, assim como mostrar os resultados de simulações de estabilização de preços sobre essas mesmas magnitudes de instabilidade da receita total.[24]

Recordando, na seção anterior obtivemos o resultado de que a variância da renda tende a ser maior para os produtos que apresentam demandas com elasticidades-preço menores que 0,5 em termos absolutos. Esse resultado dependia do pressuposto de uma dada curva de demanda, sendo as flutuações da quantidade a única fonte de instabilidade. Quando, por outro lado, a curva de demanda também é instável, a possibilidade de estabilização de preços, como instrumento de estabilização da receita, aumentaria.

[23] Para informações sobre elasticidades-renda e parcelas orçamentárias, cf. Homem de Melo (1981*b*).

[24] Para maiores detalhes sobre esses resultados, cf. Homem de Melo (1982*b*).

Uma curva de demanda estável é, na realidade, uma situação improvável. De fato, a curva de demanda doméstica de um produto deve flutuar, entre anos, como resultado das variações nos valores de seus argumentos. Assim, alterações nos preços de substitutos e ou complementos, na renda dos consumidores e no tamanho da população provocam deslocamentos da curva de demanda do produto. Do ponto de vista de uma análise de incerteza, entretanto, ainda que existam flutuações de demanda, elas serão relevantes apenas quando não puderem ser previstas. Em outras palavras, a incerteza será caracterizada, ou não, em função da realização, ou possibilidade de realização, de ajustamentos por parte dos agricultores às flutuações na demanda do produto. [25] Nesse particular, é provável que as alterações na população consumidora sejam bem previstas, pelo menos em comparação com as alterações nos preços de substitutos e ou complementos. [26] Em conseqüência, parece-nos válido incluir, entre os indicadores de instabilidade da receita, alguns que apresentem uma correção pela tendência.

Em relação à oferta agrícola, as mesmas considerações se aplicam. Por exemplo, a quantidade produzida é, também, influenciada por variáveis cujos efeitos se fazem sentir ao longo de um período de tempo. Esse seria o caso de desenvolvimentos tecnológicos, sendo a soja um caso recente bastante significativo. [27] Assim, com base nessas considerações, as Tabelas 1 e 2 apresentam as magnitudes de instabilidade da receita total para os produtos até agora considerados, incluindo alguns indicadores contendo uma correção pela tendência verificada nas observações. [28] A Tabela 3, por outro lado, apresenta a colocação dos produtos em ordem decrescente das magnitudes.

Com as informações dessas tabelas, pode-se perceber a presença praticamente constante dos produtos alimentares de mercado interno

25 Para considerações dessa natureza, cf. Gardner (1977).

26 Inclusive porque esses preços são afetados pelas variações aleatórias de suas próprias quantidades produzidas.

27 Para evidências de progresso tecnológico na soja, cf. Homem de Melo (1982*a*).

28 Nas Tabelas 1 e 2, o desvio percentual médio e o coeficiente de variação nos desvios.

TABELA 1

*Indicadores de instabilidade da receita total: Brasil, 11 produtos — 1948/76**

| Produtos | Máximo-mínimo | Coeficiente de variação simples | Variação relativa média | Desvio percentual médio | Coeficiente de variação nos desvios |
|---|---|---|---|---|---|
| Arroz | 6,32 | 0,40 | 23,4 | 18,5 | 0,23 |
| Feijão | 8,91 | 0,60 | 42,4 | 29,1 | 0,35 |
| Mandioca | 12,77 | 0,69 | 29,6 | 32,6 | 0,50 |
| Batata | 4,50 | 0,45 | 30,3 | 21,9 | 0,30 |
| Cebola | 7,40 | 0,46 | 38,6 | 27,3 | 0,32 |
| Milho | 4,11 | 0,38 | 16,3 | 16,4 | 0,20 |
| Amendoim | 8,38 | 0,61 | 19,7 | 31,7 | 0,31 |
| Cana | 4,00 | 0,42 | 15,0 | 16,3 | 0,24 |
| Café | 3,02 | 0,27 | 25,1 | 23,5 | 0,26 |
| Algodão | 2,85 | 0,30 | 15,5 | 18,9 | 0,20 |
| Soja | — | — | 30,4 | — | — |

FONTES: Dados primários da Fundação IBGE e do Instituto de Economia Agrícola de São Paulo (preços recebidos). Tabela transcrita de Homem de Melo (1982*b*).

* A variável preço corresponde aos preços médios recebidos pelos agricultores de São Paulo.

(mandioca, feijão, cebola e batata) entre aqueles com maior instabilidade da receita. O café e o trigo estão também entre os primeiros, principalmente na parte B da Tabela 3. O arroz, entretanto, quase sempre aparece na metade inferior. Alguns outros produtos aparecem entre os seis primeiros em certos indicadores e com magnitudes próximas às dos domésticos-alimentares, como são os casos do amendoim e da soja. Também algodão e milho (e, às vezes, cana e amendoim — em certos indicadores) aparecem com as menores magnitudes.

Considerando apenas os valores das elasticidades-preço da demanda e a oferta agrícola como a única fonte de instabilidade (e semelhante entre produtos), os resultados mostrados nas Tabelas 1, 2 e 3 não parecem ser muito diferentes da expectativa teórica, isto é, as maiores magnitudes deveriam ficar (como no Gráfico 1) para os produtos com elasticidades-preço da demanda ($\eta$) entre 0,5 e zero. A seguir, teríamos dois tipos de produtos: aqueles com elasticidades-preço

TABELA 2

*Indicadores de instabilidade da receita total: Brasil, 10 produtos — 1966/77 **

| Produtos | Máximo-mínimo | Coeficiente de variação simples | Variação relativa média | Desvio percentual médio | Coeficiente de variação nos desvios |
|---|---|---|---|---|---|
| Arroz | 2,17 | 0,24 | 17,6 | 12,5 | 0,17 |
| Feijão | 2,82 | 0,27 | 22,1 | 14,8 | 0,22 |
| Mandioca | 5,04 | 0,57 | 19.7 | 22,3 | 0,33 |
| Batata | 2,76 | 0,30 | 31,4 | 22,1 | 0,25 |
| Milho | 2,30 | 0,29 | 12,3 | 9,2 | 0,11 |
| Amendoim | 1,92 | 0,21 | 11,9 | 15,5 | 0,18 |
| Cana | 2,14 | 0,28 | 8,7 | 10,0 | 0,12 |
| Café | 5,27 | 0,57 | 49,8 | 27,1 | 0,36 |
| Algodão | 2,11 | 0,24 | 15,5 | 12,1 | 0,14 |
| Trigo | 5,20 | 0,55 | 42,3 | 25,9 | 0,27 |

FONTE: Fundação IBGE e Fundação Getulio Vargas, para os dados primários de quantidade e preços, respectivamente. Tabela transcrita de Homem de Melo (1982*b*).

* A variável preço corresponde aos preços médios recebidos pelos agricultores brasileiros.

próximas a 0,5 e aqueles com elasticidades bem elevadas (talvez $|\eta| > 5$). Finalmente, teríamos um grupo de produtos com menores magnitudes de instabilidade e, talvez, com elasticidades-preço no intervalo [29] $0,6 < |\eta| < 5$.

Voltando a examinar as magnitudes de instabilidade das Tabelas 1 e 2, parece-nos razoável colocar mandioca, feijão e cebola (e, talvez batata) entre os produtos do primeiro grupo; isto é, aqueles com maior instabilidade ($|\eta| < 0,5$). No segundo grupo, ainda que a distinção seja mais difícil, os candidatos seriam amendoim [30] e soja. E, finalmente, no terceiro grupo, teríamos milho, cana, arroz e algo-

29 No caso de $|\eta| = 1$ e demanda estável, a variância da receita seria zero. Os intervalos mencionados no texto são, entretanto, apenas ilustrativos.

30 Devemos notar, entretanto, que para esse produto as magnitudes de instabilidade são bem diferentes nas partes A e B da Tabela 3.

dão. Aparentemente, o arroz é, desses produtos, aquele que mais se afasta das previsões, já que como vimos anteriormente, apresenta uma elasticidade-preço da demanda menor que 0,5. Por outro lado, a parte B da Tabela 3 mostra que café e trigo têm as maiores instabilidades. Para este último, mostramos que ele tem uma elasticidade-preço de —0,70, além de ser um produto com preços administrados.

TABELA 3

*Colocação dos produtos em ordem decrescente da instabilidade de receita: cinco indicadores — Brasil*

| Máximo-mínimo | Coeficiente de variação simples | Variação relativa média | Desvio percentual médio | Coeficiente de variação nos desvios |
|---|---|---|---|---|
| A) Usando preços médios de São Paulo (1948/76) | | | | |
| Mandioca | Mandioca | Feijão | Mandioca | Mandioca |
| Feijão | Amendoim | Cebola | Amendoim | Feijão |
| Amendoim | Feijão | Soja | Feijão | Cebola |
| Cebola | Cebola | Batata | Cebola | Amendoim |
| Arroz | Batata | Mandioca | Café | Batata |
| Batata | Cana | Café | Batata | Café |
| Milho | Arroz | Arroz | Algodão | Cana |
| Cana | Milho | Amendoim | Arroz | Arroz |
| Café | Algodão | Milho | Milho | Algodão/Milho |
| Algodão | Café | Algodão | Cana | |
| | | Cana | | |
| B) Usando preços médios do Brasil (1966/77) | | | | |
| Café | Mandioca | Café | Café | Café |
| Trigo | Trigo | Trigo | Trigo | Mandioca |
| Mandioca | Batata | Batata | Mandioca | Trigo |
| Feijão | Milho | Feijão | Batata | Batata |
| Batata | Cana | Mandioca | Amendoim | Feijão |
| Milho | Feijão | Arroz | Feijão | Amendoim |
| Arroz | Arroz/Algodão | Algodão | Arroz | Arroz |
| Cana | Amendoim | Milho | Algodão | Algodão |
| Algodão | | Amendoim | Cana | Cana |
| Amendoim | | Cana | Milho | Milho |

FONTES: Tabelas 1 e 2.

Já para o café, teríamos que considerar a política governamental e a própria elasticidade da demanda externa, certamente mais elevada que a interna. O milho, também, em função dos valores mostrados para a elasticidade-preço, talvez devesse apresentar magnitudes mais elevadas de instabilidade.

É válido notar que, mesmo para uma dada curva de demanda, a variância da receita depende, além da magnitude da elasticidade-preço, da magnitude da variância das quantidades produzidas.[31] No Gráfico 1, expressamos a variância das receitas como uma função da elasticidade-preço da demanda, para uma dada variância das quantidades produzidas, isto é, igual para todos os produtos. Por outro lado, se fixarmos a elasticidade-preço da demanda e variarmos a variância das quantidades, a variância das receitas será uma função crescente da variância das quantidades produzidas.[32] Ainda em termos do Gráfico 1, poderíamos pensar em um conjunto de curvas para a função $\sigma^2_R = f(\eta)$, todas elas passando pelo mesmo ponto ($\sigma^2_R = 0$, quando $\eta = -1$). As curvas colocadas acima daquela mostrada no Gráfico 1 seriam para os produtos com $\sigma^2_Q > x$ e aquelas situadas abaixo seriam para os produtos com $\sigma^2_Q < x$.

Ao examinarmos[33] as magnitudes de instabilidade da quantidade produzida verificamos, de início, que os casos de amendoim, trigo e café destacam-se pelos elevados valores durante o período 1948-76 no Brasil. Esses resultados contribuem para a explicação das altas magnitudes de instabilidade das receitas com essas culturas, observadas nas Tabelas 1 e 2. Entretanto, para o arroz, a consideração da instabilidade das quantidades produzidas não ajuda na explicação do fato de esse produto apresentar valores relativamente baixos para a instabilidade das receitas. Entre os produtos de mercado interno, a instabilidade das quantidades produzidas de arroz só é menor do que a da mandioca quando se considera o indicador desvio percentual médio, e só é menor do que a do feijão e da mandioca com o coeficiente de variação nos desvios da linha de tendência (mas com valores bem próximos). A esta altura, não podemos fornecer mais

31 Cf. expressão (2) na Seção 2.

32 *Ibid.*

33 Cf. Homem de Melo (1982*b*, pp. 149-53).

que algumas possibilidades para justificar o caso do arroz: os efeitos da política de preços mínimos, algumas exportações (ainda que pequenas) e, talvez, uma menor importância das flutuações da demanda. Já no caso do milho, os baixos valores da instabilidade da receita parecem ser explicados pelas pequenas (uma das menores) magnitudes de instabilidade de suas quantidades produzidas.

## 4 — Maior estabilização de preços: alguns resultados [34]

Da análise anterior, duas alternativas ficaram em primeiro plano. Primeiro, diminuições da variância da receita podem ser conseguidas, *para um determinado grupo de produtos*, reduzindo-se a variância dos preços recebidos. O exame dos Gráficos 1 e 2 mostrou-nos que isso aconteceria para os produtos com elasticidades-preço no intervalo $0 < |\eta| < 1$, desde que essa demanda seja estável. A variância das receitas seria reduzida a zero quando um programa de estoques reguladores permitisse flutuações de preços, de modo que o seu coeficiente de variação igualasse o coeficiente de variação das quantidades produzidas. A segunda alternativa corresponde a uma estabilização completa de preços. Nesse caso, conseguir-se-ia uma redução da variância das receitas apenas quando a elasticidade-preço estivesse no intervalo $0 < |\eta| < 0{,}5$, quando se considera essa demanda como estável. Na realidade, os resultados por nós obtidos anteriormente [35] não permitem excluir a possibilidade de ocorrência de flutuações de demanda. [36] Nesta seção, procuraremos mostrar alguns resultados

34 Como a anterior, esta seção relatará os resultados obtidos em Homem de Melo (1982*b*, pp. 172-82).

35 Cf. Homem de Melo (1982*b*, pp. 161-3).

36 Houck (1973), por exemplo, indica que um programa de estoques reguladores estabilizará preços e receita simultaneamente, quando as flutuações de demanda são maiores que as da oferta e ou a demanda ao nível do produtor é relativamente inelástica, o que confirma as nossas expectativas anteriormente enunciadas.

obtidos com essas duas alternativas. Com relação à primeira, a discussão será mais limitada, pois temos resultados para apenas um produto. Entretanto, esse caso específico servirá como uma ilustração para os demais produtos.

Quanto à primeira alternativa, utilizamos uma metodologia de simulação dos efeitos da atividade de armazenamento apresentada por Reutlinger (1976). O produto escolhido foi o milho, com um valor médio da produção de 14,9 milhões de toneladas e um desvio-padrão de 600 mil toneladas, supondo-se, adicionalmente, uma distribuição normal para a produção. O valor médio acima, correspondente à produção de 1972, foi praticamente igual à média para o período 1948/76 (14,7 milhões). Nesse ano, as exportações foram mínimas e, portanto, o mercado funcionou como em uma economia fechada, prevalecendo apenas a demanda interna. Para essa primeira simulação, supusemos um programa de estoques reguladores procurando estabilizar *aquela parte das flutuações da produção* causada por flutuações nos rendimentos por unidade de área. Portanto, não estamos considerando a instabilidade observada na área cultivada. Entretanto, com informações anteriormente obtidas, sabemos que as variações de rendimento são mais importantes que as de área para explicar as variações observadas nas quantidades produzidas.[37] Adicionalmente, as variações em área tendem a ser decisões voluntárias dos agricultores. Em conseqüência, supusemos que o coeficiente de variação (nos desvios) das quantidades produzidas era igual ao coeficiente de variação dos rendimentos, calculado para o período 1948/76 e igual a 0,04.

A curva de demanda suposta para 1972 foi aquela que resulta da estimativa de uma elasticidade-preço constante de −0,54.[38] A simulação estocástica é um método para se transformar a distribuição de probabilidades de uma ou mais variáveis em distribuição de probabilidades de uma ou mais outras variáveis.[39] Em nosso caso, passamos da distribuição de quantidades produzidas às distribuições de preços

37 Cf. Homem de Melo (1982*b*, pp. 163-5).

38 Essa estimativa, relatada anteriormente, foi obtida para o período 1948/76 por Homem de Melo (1982*b*, p. 69).

39 Cf. Reutlinger (1976).

e das receitas totais. O método usado consistiu na simulação das atividades de produção e armazenamento para 1.000 eventos. Temos, portanto, uma amostra de 1.000 eventos de produção e, assim, 1.000 eventos de preços e receitas totais dos agricultores.

A atividade de armazenamento é introduzida com diversas capacidades, entre zero e 1,5 milhão de toneladas, assim como por regras de procedimento. Em nosso caso, sempre que a produção simulada foi superior a 15,2 milhões de toneladas (metade do desvio-padrão), armazenava-se. Quando menor que 11,6 milhões de toneladas, liberava-se dos estoques, desde que houvesse disponibilidade física. Na Tabela 4, apresentamos os resultados dessa simulação, em termos das distribuições de preço a cada capacidade de armazenamento, dos preços e receitas medias e das variâncias das receitas. Assim, pode-se perceber que, à medida que aumenta a capacidade de estocagem, diminui a variância de preços e de receitas, enquanto os preços e as receitas médias permanecem aproximadamente constantes. Entretanto, é possível perceber que os benefícios marginais, em termos de redução das variâncias de preços e receitas, decrescem com unidades adicionais de armazenamento. Por outro lado, da expressão (3) e dos Gráficos 1 e 2, sabemos que a segunda derivada da variância da receita ($\sigma_R^2$) com relação ao desvio-padrão dos preços ($\sigma_P$) é positiva no intervalo $0 < \eta < 1$, o qual inclui a elasticidade-preço da demanda de milho aqui considerada ($\eta = -0,54$). Portanto, a variância das receitas vai declinando em magnitudes decrescentes para dadas reduções na variância de preços, indicando que o nível de estoques necessário para reduzir a variância das receitas a zero deve ser bastante elevado. Entretanto, os resultados da Tabela 4 mostram que reduções significativas da variância das receitas são conseguidas com capacidades de armazenagem relativamente pequenas, o que é um ponto favorável a uma política de estabilização incompleta de preços.

A segunda alternativa, como dissemos, corresponde ao caso extremo de estabilização completa de preços. Nesse caso, estaremos trabalhando não com dados simulados, mas sim com aqueles observados para o período 1948/76. Desse modo, voltamos a repetir uma das conclusões obtidas, isto é, a impossibilidade de se excluir as flutuações de demanda como causadoras de flutuações de preços e, conseqüentemente,

## Tabela 4

*Distribuições de probabilidade de preços recebidos pelos produtores de milho, preços e receitas médias e variâncias das receitas: modelo de simulação*

| Quantidades produzidas (milhões de t) | Preço (Cr$/t) | Capacidade de armazenamento (mil t) | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 0 | 200 | 400 | 600 | 800 | 1.000 | 1.200 | 1.500 |
| | | Probabilidades (%) | | | | | | | |
| 0 — 13,8 | > 213 | 3,7 | 2,7 | 1,9 | 1,6 | 1,5 | 1,4 | 1,3 | 1,3 |
| 13,8 — 14,3 | 199 — 213 | 12,5 | 10,2 | 8,8 | 7,2 | 6,3 | 5,5 | 5,2 | 4,4 |
| 14,3 — 15,3 | 176 — 199 | 59,4 | 66,8 | 72,7 | 77,5 | 80,3 | 82,4 | 84,1 | 86,0 |
| 15,3 — 15,8 | 166 — 176 | 17,3 | 14,9 | 12,3 | 10,0 | 8,8 | 7,9 | 7,0 | 6,1 |
| > 15,8 | 0 — 166 | 7,1 | 5,4 | 4,3 | 3,7 | 3,1 | 2,8 | 2,4 | 2,2 |
| Preço médio (Cr$/t) | | 186,3 | 186,4 | 186,4 | 186,7 | 186,9 | 186,9 | 187,1 | 187,1 |
| Receita média (Cr$ 10⁶) | | 2.755 | 2.755 | 2.754 | 2.754 | 2.754 | 2.754 | 2.754 | 2.753 |
| Variância da receita (Cr$ 10¹²) | | 27.858.018 | 22.623.562 | 19.184.400 | 16.859.763 | 15.282.887 | 14.163.109 | 13.336.748 | 12.116.587 |

FONTE: Homem de Melo (1982*b*, p. 177).

das receitas totais. Em outras palavras, a instabilidade da oferta agrícola não é a única fonte de instabilidade das receitas totais de um produto, como foi o caso analisado na primeira alternativa acima. Assim, repetindo a expressão (3) da Seção 2, para a variância da receita total ($\sigma^2_R = \sigma_{RR}$), temos:

$$\sigma_{RR} = \overline{Q}^2 \sigma^2_P + \overline{P}^2 \sigma^2_Q + 2 \overline{P} \overline{Q} \rho \sigma_P \sigma_Q \qquad (12)$$

onde $\rho$ é o coeficiente de correlação entre $P$ e $Q$. Quando existem flutuações de demanda, o valor de $\rho$ não é mais $-1,0$, e sim maior que essa magnitude. De qualquer modo, quando se estabiliza o preço recebido, ao nível da média da distribuição, $\overline{P}$, a variância da receita reduz-se a: [40]

$$\sigma^E_{RR} = \overline{P}^2 \sigma^2_Q \qquad (13)$$

Da análise realizada na Seção 2 e parcialmente refletida nos Gráficos 1 e 2, sabemos que a variância das receitas pode diminuir ou aumentar na eventualidade de um preço totalmente estável. Os parâmetros relevantes para o resultado final serão o coeficiente de correlação, $\rho$, de um lado, e a elasticidade-preço da demanda, $\eta$, de outro. A magnitude do primeiro nos dá uma indicação da importância das flutuações de demanda, no sentido de que quanto mais afastado ele estiver de $-1$ maior será a importância relativa destas flutuações. Para o segundo parâmetro, $\eta$, sabemos que, com uma dada curva de demanda, a variância da receita diminuirá desde que $0 < |\eta| < 0,5$.

Assim, na Tabela 5 apresentamos as magnitudes de $\sigma^E_{RR}$, assim como a redução ou aumento percentual verificado nesta última, em relação à primeira magnitude ($\sigma_{RR}$). Entre os 12 produtos dessa tabela, percebe-se o seguinte: primeiro, um grupo de sete produtos (arroz, feijão, mandioca, batata, cebola, milho e cana) em que se observa uma sensível redução na variância da receita quando seus preços são totalmente estabilizados; segundo, um grupo de dois produtos (café e amendoim) em que se observa um aumento da variância da receita; e, finalmente, um grupo de três produtos (algo-

[40] Cf. expressão (7) e texto seguinte.

## Tabela 5

*Estabilização completa de preços e alterações na variância da receita total: 12 produtos — 1948/76*

| Produtos | $\sigma_{RR}$ | $\sigma^E_{RR}$ | $\left(\frac{\sigma^E_{RR}}{\sigma_{RR}} - 1\right) 100$ (%) |
|---|---|---|---|
| Arroz | 3,52481 + 17 | 8,78733 + 16 | —75 |
| Feijão | 2,50817 + 17 | 2,51922 + 16 | —90 |
| Mandioca | 2,95868 + 17 | 1,95810 + 16 | —93 |
| Batata | 1,66132 + 16 | 8,34043 + 14 | —95 |
| Cebola | 1,76060 + 15 | 1,70710 + 14 | —90 |
| Milho | 1,74472 + 17 | 3,05912 + 16 | —82 |
| Amendoim | 3,76698 + 15 | 5,57283 + 15 | +48 |
| Cana | 8,55646 + 16 | 2,08078 + 16 | —76 |
| Café | 1,75297 + 18 | 3,37735 + 18 | +93 |
| Algodão | 5,61179 + 16 | 4,03727 + 16 | —28 |
| Soja* | 9,08243 + 17 | 6,56631 + 17 | —28 |
| Trigo* | 4,43188 + 16 | 4,16600 + 16 | —6 |

FONTE: Homem de Melo (1982*b*, p. 181).

* Para a soja, cálculos para 1952/76; para o trigo, 1966/77. $\sigma_{RR}$ foi calculado diretamente da série de receita, e não pela soma dos termos do lado direito de (12). Em alguns casos, existe uma diferença mais expressiva entre essas duas magnitudes, como é o caso do café.

dão, soja e trigo) em que se nota uma diminuição relativamente pequena da variância da receita total.

Assim, todos os produtos de mercado interno experimentariam substanciais reduções da variância das receitas na alternativa de preços totalmente estáveis, enquanto os produtos exportáveis (e trigo) teriam ou aumentos de variância ou apenas pequenas reduções. Esses resultados tendem a confirmar as análises teórica e das elasticidades realizadas na Seção 2, inclusive quando ajustadas para a possibilidade de flutuações de demanda.

Por outro lado, cana e trigo, dois produtos com preços administrados, estão mostrando as situações opostas em que se encontram. Esses dois produtos apresentaram, durante 1966/77, magnitudes

semelhantes e relativamente pequenas dos indicadores de instabilidade de preços recebidos.[41] Entretanto, as magnitudes de instabilidade das quantidades produzidas de trigo foram substancialmente superiores às de cana.[42] Como resultado dessa situação, o principal fator de contribuição para a variância da receita de trigo, durante 1966-77, foi, de longe, a variação de quantidades, o contrário acontecendo, ainda que de forma não tão pronunciada, para a cana.[43] Assim, é natural que com preços estáveis a variância da receita de trigo fique muito pouco alterada, como visto na Tabela 5.

A conclusão a ser obtida com esta segunda alternativa parece, assim, razoavelmente clara. Os maiores ganhos de uma política de estabilização completa de preços, em termos de redução da variância da receita total, ocorreriam para os produtos de mercado interno, arroz, feijão, batata, mandioca, cebola, milho e, adicionalmente, cana-de-açúcar. Estes dois últimos, entretanto, já têm magnitudes menores para os indicadores de instabilidade da receita total, conforme mostrado nas Tabelas 1 e 2, em comparação com a maioria dos produtos alimentares de mercado interno.

## 5 — Considerações finais

Este trabalho teve por objetivo analisar a questão de estabilização de preços recebidos pelos agricultores como um dos possíveis instrumentos para se chegar a uma maior estabilização da receita total auferida, principalmente no caso das chamadas culturas de mercado interno (domésticas). A nossa argumentação foi de que a diversidade das condições de mercado para os nossos principais produtos agrícolas pode ter conseqüências alocativas, em termos de composição da produção, isto é, a existência de alguns produtos com preços administrados, outros de exportação (com preços determinados internacionalmente) e, finalmente, produtos de mercado interno (domés-

[41] Cf. Homem de Melo (1982*b*, p. 97).
[42] *Ibid.*, p. 150.
[43] *Ibid.*, p. 159.

ticos), com um potencial maior de flutuações de preços, tende a provocar situações distintas quanto à incerteza (risco) do resultado econômico dos agricultores, seguindo-se, então, alterações na composição da produção.

Como visto, um grupo de seis produtos alimentares (arroz, feijão, milho, batata, mandioca e cebola) tem a característica de bens domésticos, isto é, um processo de determinação de preços influenciado, no curto prazo, por variáveis econômicas de natureza interna. Esses produtos apresentam elasticidades-preço da demanda relativamente baixas, circunstância que indicaria elevadas flutuações da receita auferida pelos agricultores. Isso caracterizaria uma situação desfavorável para a produção interna daqueles alimentos, em termos de risco do resultado econômico, em relação aos produtos exportáveis e àqueles com preços administrados e com maior estabilidade.

Nesse contexto e com o objetivo principal deste trabalho em mente, procuramos examinar o instrumento de estoques reguladores para se alcançar uma maior estabilidade da receita total dos agricultores. Adicionalmente, a análise teórica realizada forneceu-nos indicações importantes para o entendimento da questão. Desse modo, ficou patente a importância da magnitude da instabilidade da quantidade total produzida (a oferta agrícola), das flutuações de demanda e da elasticidade-preço da demanda dos diversos produtos. Assim, a alternativa de estabilização completa de preços apareceu com maior potencial, em termos de redução da variância da receita, quanto mais inelástica for a demanda em questão e quanto mais importantes forem as flutuações da demanda em relação às da oferta agrícola.

Para os produtos alimentares de mercado interno, a estabilização completa de preços apareceu como uma alternativa reduzindo a variância da receita, mesmo sem nenhuma flutuação da curva de demanda. Isto porque as estimativas revistas sobre as elasticidades-preço mostraram que pelo menos arroz, feijão e batata teriam elasticidades no intervalo $0 < |\eta| < 0{,}5$, o que garantiria redução da variância da receita com *estabilização completa de preços*. E essa é, devemos acrescentar, uma alternativa extrema, pois reduções adicionais daquela variância poderiam ser obtidas desde que tivéssemos uma *estabilização incompleta de preços*. Também o exercício realizado com a alternativa extrema de estabilização completa de preços,

mas permitindo a possibilidade de flutuações de demanda, mostrou que substanciais reduções na variância das receitas seriam obtidas para arroz, feijão, batata, mandioca, cebola, milho e cana-de-açúcar.

## Bibliografia


ANDERSON, J. R., HAZZELL, P. B. R., e SCANDIZZO, P. L. Considerations in designing stabilization schemes. *American Journal of Agricultural Economics, 59* (5) :908-11, 1977.

BRANDT, S. A. *Comercialização agrícola*. Piracicaba, Livroceres, 1980.

CASTRO, J. P. R., e SCHUH, G. E. An empirical test of an economic model for establishing research priorities: a Brazil case study. In: ARNDT, T. M., *et al.*, eds. *Resource allocation and productivity*. Minneapolis, University of Minnesota Press, 1977.

DAHLBY, B. G. Measuring the effect on a consumer of stabilizing the price of a commodity. *Canadian Journal of Economics, 14* (3) :440-9, 1981.

DIAS, G. L. S. *Alternativas de desenvolvimento para grupos de baixa renda na agricultura brasileira*. Relatório de Pesquisa. São Paulo, FIPE, 1976.

DILLON, J. L., e SCANDIZZO, P. L. Atitudes dos agricultores nordestinos de subsistência em relação ao risco: uma abordagem amostral. *Revista de Economia Rural, 16* (1) :7-25, 1978.

FEDER, G. Farm size, risk aversion and the adoption of new technology under uncertainty. *Oxford Economic Papers, 32* (2) :263-83, 1980.

FEDER, G., JUST, R. E., e SCHMITZ, A. Futures markets and the theory of the firm under price uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics, 94* (2) :317-28, 1980.

GARDNER, B. L. Discussion on sources and effects of instability in U. S. agriculture. *American Journal of Agricultural Economics, 59* (1) :185-7, 1977.

GOLDBERG, A. S. On the statistical analysis of identities: comment. *American Journal of Agricultural Economics*, 52 (1) :154-5, 1970.

HEY, J. D. *Uncertainty in macroeconomics*. Oxford, Martim Robertson, 1979.

HOMEM DE MELO, F. Padrões de instabilidade entre culturas da agricultura brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, *9* (3) :819-44, dez. 1979.

————. Política comercial, tecnologia e preços de alimentos no Brasil. *Estudos Econômicos, 11* (2) :123-42, 1981*a*.

————. *O problema alimentar no Brasil: a importância dos desequilíbrios tecnológicos*. Mimeo. São Paulo, FIPE/USP, nov. 1981*b*.

————. Inovações tecnológicas e efeitos distributivos: o caso de uma economia semi-aberta. *Revista Brasileira de Economia, 36* (4) :429-43, 1982*a*.

————. *Políticas de estabilização para o setor agrícola*. Relatório de Pesquisa. São Paulo, IPE/FINEP, set. 1982*b*.

————. A política econômica e a pequena produção agrícola no Brasil. *Revista Estudos Econômicos, 12* (3) :67-86, 1982*c*.

HOUCK, J. P. Some aspects of income stabilization for primary producers. *Australian Journal of Agricultural Economics*. 17:200-15, 1973.

LIPSEY, R. G., e STEINER, P. O. *Economics*. Harper and Row Publishers, 1966.

LOPES, M. R., org. *A política de preços mínimos: estudos técnicos — 1949/79*. Ministério da Agricultura/Comissão de Financiamento da Produção, 1978.

MANDELL, P. I. The rise of modern Brazilian rice industry: demand expansion in a dynamic economy. *Food Research Institute Studies, 10* (2) :161-219, 1971.

MOSCARDI, E., e JANVRY, A. de. Attitudes toward risk among peasants: an econometric approach. *American Journal of Agricultural Economics, 59* (4) :710-6, 1977.

NEWBERY, D. M. G., e STIGLITZ, J. E. *The theory of commodity price stabilization*. Oxford, Clarendon Press, 1981.

——. Risk aversion, supply response, and the optimality of random prices: a diagrammatic analysis. *The Quarterly Journal of Economics, 97* (1) :1-26, 1982.

PANIAGO, E. *An evaluation of agricultural price policies for selected food products*. Tese de Ph.D. Purdue University, 1969.

PASTORE, J. Decisões em condições de incerteza na agricultura. *Revista Brasileira de Economia Rural, 13* (1) :65-84, 1975.

RAMOS DA SILVA, S. Problemas na difusão de tecnologia aos pequenos produtores do Nordeste semi-árido. *Revista de Economia Rural, 19* (3) :465-81, 1981.

REZENDE, G. C. *Crédito rural, produção, preços agrícolas e preços da terra*. Mimeo. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, jan. 1981.

REUTLINGER, S. A simulation model for evaluating world wide buffer stocks of wheat. *American Journal of Agricultural Economics, 58* (1) :1-12, 1976.

SAYAD, J. Planejamento, crédito e distribuição da renda. *Revista Estudos Econômicos, 7* (1) :9-34, 1977.

——. A agricultura durante a recessão. *Conjuntura Econômica, 35* (12) :105-8, dez. 1981.

SCHMITZ, A. H., SHALIT, H., e TURNOVSKY, J. S. Producer welfare and the preference for price stability. *American Journal of Agricultural Economics, 63* (1) :157-60, 1981.

SOBRAL, G. *Demanda de alimentos no Brasil*. Dissertação de Mestrado. Piracicaba, ESALQ/USP, 1973.

WIENZ, T. Peasant risk aversion and allocative behavior. *American Journal of Agricultural Economics, 58*:629-35, 1976.

*(Originais recebidos em setembro de 1983.)*

# Perspectivas sobre pobreza e desigualdade de renda no Brasil *

DAVID DENSLOW, JR. **
WILLIAM G. TYLER ***

*Este trabalho oferece uma análise exploratória das tabulações avançadas do censo demográfico, recentemente publicadas pelo IBGE. Um exame descritivo das diversas medidas de pobreza é feito com comparações entre 1970 e 1980. Também são efetuadas estimativas de coeficientes de Gini, índice de Theil e dos decis de renda. Alterações na desigualdade global da distribuição de renda não são claramente identificadas nos dados entre 1970 e 1980, mesmo que mudanças mais desagregadas, em parte compensatórias, fossem evidentes. Em geral, as rendas reais aumentaram para todos os grupos decílicos, sugerindo uma redução da pobreza durante a década de 70.*

## 1 — Introdução

A economia brasileira vem passando por um substancial processo de crescimento nos últimos 20 anos. A renda *per capita* cresceu a taxas

Nota do Editor: Tradução não revista pelos autores.

* O apoio recebido do Banco Mundial para a realização desta pesquisa foi valioso, mas os autores desejam enfatizar que as opiniões aqui expressas são de sua inteira responsabilidade. Desejam também agradecer a Regis Bonelli, Hemique van der Heijden, Rodolfo Hoffmann, Dennis Mahar, Guy Pfeffermann, Rubens Vaz da Costa e Paulo Vieira da Cunha pelos comentários feitos a uma versão anterior, apresentada no 4.º Encontro da Sociedade Brasileira de Econometria, em Águas de São Pedro, São Paulo, em 7 de dezembro de 1982. Agradecem ainda a Jay Prag e Joan Ahern pela programação e assistência de pesquisa. Cabem aqui as advertências usuais.

** Da Universidade da Flórida.

*** Do Banco Mundial.

anuais de 5,0 e 4,9% nos períodos 1960/70 e 1970/80, respectivamente, chegando a cerca de US$ 2.000 em 1981. Este processo e sua natureza foram objeto de acesos debates, com vários críticos apontando para o aumento da pobreza e da miséria humana. No outro extremo, as virtudes do modelo de crescimento brasileiro eram exaltadas, e apontava-se para os benefícios humanos que acompanharam este processo de crescimento. Nosso artigo pretende trazer nova luz a um debate antigo, a partir da análise dos dados relativos ao censo demográfico conduzido pelo IBGE em 1980, liberados recentemente.

Uma boa parte do debate dos últimos 10 anos esteve centrada nas questões relativas à desigualdade da distribuição de renda. Quando o material do Censo Demográfico de 1970 foi liberado, tornou-se possível fazer comparações com 1960, analisando as mudanças ocorridas ao longo do tempo na pobreza relativa e na distribuição de renda. Praticamente todos esses estudos[1] demonstraram que as parcelas de renda relativa tornaram-se ainda mais desiguais entre 1960 e 1970. Os benefícios do crescimento econômico do País foram desigualmente distribuídos, com os grupos de renda superior ganhando desproporcionalmente e os pobres ficando para trás. Os grupos de maior renda tiveram aumentos substanciais, ao passo que o crescimento da renda real absoluta dos 40% de assalariados mais pobres foi modesto, se é que existiu. Embora se discuta muito a respeito das razões desta crescente concentração de renda observada, é possível constatar que os resultados gerais são coerentes com uma interpretação do crescimento brasileiro segundo linhas dualistas, tal como sugerido nos modelos de crescimento de Lewis-Ranis-Fei. A partir da análise dos dados de 1970, a questão passou a ser a de investigar se os padrões de crescimento e de concentração de renda observados nos anos 60 persistiram durante a fase de alto crescimento dos anos

[1] Cf., entre outros, Fishlow (1972), Langoni (1973), Hoffmann e Duarte (1972), Fonseca (1980) e Fields (1977). Outros trabalhos importantes com os dados de 1970 são os de Lluch (1981), Costa (1977) e Fox (1982).

70.[2] Na análise dos anos 80, parece útil ter à disposição uma melhor perspectiva sobre as tendências e os eventos da década de 70.

A recente publicação das Tabulações Avançadas do Censo Demográfico de 1980 pelo IBGE viabilizou as investigações acerca das mudanças nos padrões de pobreza e desigualdade de renda no País, pela primeira vez enfocando de modo sistemático a década de 70.[3] A principal questão a ser discutida neste artigo refere-se ao que aconteceu com a pobreza e a concentração de renda durante a década. O crescimento reduziu a pobreza? Ou simplesmente continuou a concentrar a renda? E que inferências podemos fazer – se é que podemos – sobre as mudanças ocorridas no bem-estar social? A análise que realizamos aqui tem uma natureza preliminar, e várias perguntas continuam sem respostas. A amostra para utilização pública do Censo de 1980, programada para divulgação em breve pelo IBGE, possibilitará que outros economistas possam explorar de modo mais completo e exaustivo algumas das questões levantadas neste artigo.

De qualquer modo, tomando como base as informações até agora liberadas, a análise possível, que tentamos realizar neste artigo, produz alguns resultados e conclusões de longo alcance. Apesar da permanência da pobreza, os anos 70 testemunharam um avanço substancial no sentido de reduzi-la e de melhorar o padrão de vida da população. Embora existam evidências – ainda fracas e limitadas – de que houve crescimento global da concentração de renda, o aumento geral da desigualdade relativa – se é que de fato ocorreu – foi inexpressivo, não podendo ser totalmente elucidado por nossos

2 Algumas das análises que utilizam o material do ENDEF para 1974/75 afirmam que mudanças fundamentais realmente ocorreram. Cf. Pfeffermann e Webb (1979 e 1983), Thomas (1982) e Knight (1981), os quais, de modo geral, atestam um progresso substancial em relação à pobreza. Um outro estudo [cf. Rossi (1983)] utilizou informações sobre as devoluções do Imposto de Renda, mostrando que o aumento nas medidas de desigualdade ao longo do tempo pode ser resultado da inclusão de assalariados com renda relativa menor no sistema de Imposto de Renda.

3 A fonte básica de dados para a informação analisada neste artigo é IBGE (1981). Outro estudo que utiliza estes dados, com realização simultânea mas independente deste artigo, é o de Bonelli (1982), cujos resultados mais importantes são bastante semelhantes aos aqui apresentados.

indicadores. Observamos também uma redução da desigualdade da renda entre regiões e entre setores. O setor agrícola, em particular, ao mesmo tempo em que vê aumentar a sua desigualdade interna, caracteriza-se por um crescimento acelerado da renda média, levando à redução do hiato entre as rendas provenientes da agricultura e as dos setores ocupacionais urbanos.

Na Seção 2 apresentamos evidências descritivas sobre os indicadores sociais da pobreza. A Seção 3, além de discutir indicadores econômicos da pobreza e da concentração da renda, contém os índices de Theil e de Gini estimados para 1970 e 1980, apresentando, também, comparações absolutas e relativas entre grupos decílicos de renda. Na Seção 4 procedemos à interpretação dos resultados. Finalmente, na Seção 5 fazemos alguns comentários finais.

## 2 — Indicadores sociais da pobreza

O Censo Demográfico de 1980 continuou a utilizar, e até mesmo ampliou, uma série de indicadores sociais de pobreza e bem-estar social aplicados em censos anteriores. Esses indicadores sócio-econômicos compreendem medidas computáveis de alfabetização, escolaridade, taxas de matrícula, tamanho e composição da unidade familiar, participação na força de trabalho, acesso aos serviços sociais, características dos domicílios, condições de habitação e propriedade de bens de consumo duráveis. Com base nos dados disponíveis, é também possível derivar estimativas a respeito da expectativa de vida e da mortalidade infantil. Não há dúvidas de que, mesmo não sendo satisfatórios os níveis atuais, todos os indicadores apontam para um avanço substancial durante a década de 70, com ganhos reais por todo o País, reduções nas consideráveis disparidades regionais e, de modo geral, menor diferenciação entre os meios urbano e rural. Uma parte desses dados é descrita nas páginas seguintes, sendo outras informações incluídas nas tabelas do Apêndice.[4]

[4] O restante dos dados estatísticos em que este texto se baseia pode ser obtido junto aos autores, em seus endereços institucionais.

Analisando primeiramente a alfabetização, a Tabela 1 demonstra um aumento geral nas taxas de alfabetização, que passaram de 59,4% em 1970 para 68,7% em 1980, embora o número absoluto de analfabetos tenha aumentado ligeiramente. Cada uma das regiões mais importantes apresentou progressos, assim como os agrupamentos populacionais rurais e urbanos.[5] Observou-se também uma redução nas disparidades regionais: se em 1970 a alfabetização no Nordeste era 66% da média nacional, em 1980 a proporção aumentou para 69%.

TABELA 1

*Taxas médias de alfabetização segundo regiões e localização (urbana ou rural) — 1970 e 1980* *

(Em %)

| Regiões | Urbana | | Rural | | Total | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1970 | 1980 | 1970 | 1980 | 1970 | 1980 |
| Nordeste | 58,0 | 63,5 | 24,0 | 31,1 | 39,2 | 47,7 |
| Sudeste | 79,0 | 83,4 | 54,0 | 65,1 | 71,1 | 79,3 |
| Fronteira** | 71,0 | 74,1 | 37,0 | 48,3 | 55,9 | 63,3 |
| Brasil | 73,0 | 78,3 | 40,0 | 47,9 | 59,4 | 68,7 |

FONTES: Knight *et al.* (1979) e IBGE (1973 e 1981).

*Não é uma média ponderada. Os dados baseiam-se na população com cinco anos ou mais. O total inclui as pessoas que não declararam escolaridade.

**Exclui o Distrito Federal, onde a taxa foi de 76 e 40% em 1970 e 84 e 68% em 1980, para as áreas urbana e rural, respectivamente.

5 Resultados semelhantes tornam-se evidentes com as comparações da taxa de alfabetização funcional, definida como a proporção da população de 15 anos ou mais que passou por cinco anos ou mais de escolarização formal. A alfabetização é definida de modo muito frouxo, e os níveis de escolaridade não refletem totalmente os níveis de aprendizagem. Apesar disso, se considerarmos que esses indicadores não perderam qualidade, o avanço nos fenômenos medidos por eles ao longo do tempo representa um progresso real.

Na Tabela 2 são apresentados alguns dados sôbre matrículas, cujas taxas, tanto nas escolas primárias quanto nas secundárias, aumentaram significativamente. Mais uma vez observamos que, embora o Nordeste ainda continue bem atrás, houve uma diminuição na diferença entre suas taxas de matrícula e as do País como um todo. Resultados semelhantes podem ser encontrados se compararmos o tempo médio de escolaridade da população economicamente ativa em 1970 e 1980. Além disso, a desigualdade da escolaridade entre os indivíduos reduziu-se consideravelmente, como veremos logo adiante (Tabela A.6 do Apêndice).

A Tabela 3 dá informações básicas sobre a oferta dos serviços de água e esgoto, que se relacionam de modo fundamental com as condições de saúde da população.[6] O padrão observado ao longo

TABELA 2

*Taxas de matrícula em escolas — 1970 e 1980*

(Em %)

| Regiões | Séries (1.ª—8.ª)* | | Séries (9.ª—12.ª)** | |
|---|---|---|---|---|
| | 1970 | 1980 | 1970 | 1980 |
| Nordeste | 62 | 74 | 6 | 17 |
| Sudeste | 90 | 99 | 12 | 26 |
| Fronteira | 77 | 93 | 7 | 21 |
| Brasil | 80 | 90 | 10 | 23 |

FONTES: IBGE (1973 e 1981).

* A taxa de matrícula é definida como a razão entre o número de pessoas com cinco anos ou mais entre as 1.ª e 8.ª séries e a população com idade entre sete e 14 anos.

** Número de pessoas com cinco anos ou mais matriculados da 9.ª à 12.ª séries população entre 15 e 19 anos.

[6] Um estudo recente de Merrick (1981) mostrou a existência de forte relação negativa entre a oferta de água encanada e a mortalidade infantil, mantendo constantes a renda e uma série de outras variáveis incluídas em uma regressão múltipla.

da década de 70 foi de uma expansão significativa desses serviços e, embora o Nordeste continue defasado em relação ao resto do País, observamos uma modesta recuperação da região nesse período.

O progresso material e a redução da pobreza ao longo da década de 70 também provocaram reflexos na maior quantidade de bens de

TABELA 3

*Serviços de água e esgoto, segundo regiões — 1970 e 1980*

(Em %)

| Regiões | Água encanada | | | Rede de esgoto ou fossa séptica | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Percentagem de casas servidas | | Taxa média de aumento anual* | Percentagem de casas servidas | | Taxa média de aumento anual* |
| | 1970 | 1980 | | 1970 | 1980 | |
| *Nordeste* | *12,4* | *30,1* | *13,1* | *8,0* | *16,4* | *11,2* |
| Urbana | 28,7 | 57,9 | | 18,6 | 30,9 | 10,8 |
| Rural | 0,5 | 2,6 | | 0,3 | 2,0 | 22,1 |
| *Sudeste* | *44,2* | *65,9* | *8,4* | *37,2* | *56,2* | *8,5* |
| Urbana | 63,3 | 82,6 | | 53,4 | 68,3 | 8,4 |
| Rural | 3,5 | 3,9 | | 3,6 | 11,5 | 12,1 |
| *Fronteira* | *19,6* | *38,2* | *13,6* | *12,6* | *18,3* | *11,0* |
| Urbana | 39,9 | 61,9 | | 25,7 | 30,1 | 10,7 |
| Rural | 1,6 | 2,8 | | 0,9 | 3,1 | 16,8 |
| *Brasil* | *32,8* | *53,2* | *9,3* | *26,6* | *41,5* | *8,9* |
| Urbana | 54,4 | 75,8 | | 44,2 | 57,4 | 8,7 |
| Rural | 2,6 | 3,2 | | 2,0 | 6,2 | 13,3 |

FONTES: Os dados de 1970 foram extraídos de Knight *et al.* (1979); as informações para 1980 foram extraídas de IBGE (1981).

*Taxas compostas anuais para o número de domicílios cobertos.

consumo duráveis encontrados nos domicílios.[7] Na Tabela A.1 do Apêndice são apresentadas algumas comparações entre 1970 e 1980. O maior número de casas servidas por eletricidade é particularmente interessante, tendo passado de 48% em 1970 para 67% em 1980 a proporção dos domicílios brasileiros que possuíam luz elétrica; as áreas rurais ainda continuam mais carentes que as urbanas, mas é possível verificar nelas um progresso substancial. O mesmo padrão pode ser observado para outros serviços públicos e bens de consumo duráveis.

Observamos nas unidades domésticas de todo o País um crescimento notável na posse desses bens, sendo que alguns dos maiores índices de crescimento proporcional foram encontrados no Nordeste. Considerando o País como um todo, observamos que em 1980 cerca de 50% dos domicílios possuíam geladeira, 76% possuíam rádio, 55% possuíam televisão e 22% possuíam automóvel. Esses números e o seu crescimento mostram a expansão do estilo de vida americano ou europeu para a classe média brasileira e/ou a proletarização dos bens de consumo duráveis.

Com base no crescimento dos índices de alfabetização, na expansão e na maior igualdade distributiva da escolaridade, na melhoria da infra-estrutra sanitária e no aumento da utilização doméstica de serviços e bens de consumo duráveis, ficamos tentados a esboçar algumas conclusões preliminares sobre as mudanças nos padrões de

[7] Podemos observar tambem que o tamanho médio da unidade familiar diminui de 5,1 pessoas em 1970 para 4,5 pessoas em 1980, do mesmo modo que o número de pessoas por aposento caiu de 2,5 para 2,2 no mesmo período. O declínio observado no tamanho médio da unidade familiar pode estar superestimado devido a um possível viés de amostragem, que destinaria às unidades familiares menores os questionários completos do censo, nos quais estão baseadas as tabulacões avançadas. Embora esta possibilidade seja minimizada pelo IBGE, os efeitos deste viés, se é que ele existe de fato, dificilmente podem ser avaliados em seu impacto sobre as medidas de distribuição de renda mostradas neste artigo. Paralelamente a divulgacão das tabulações avançadas, o IBGE iniciou uma análise objetivando uma remensuração antes que sejam divulgados os resultados finais do censo. Não está claro qual seria o efeito deste viés sobre as estimativas de renda e, como conseqüência, sobre a distribuição de renda por pessoas com rendimento.

vida e bem-estar social ao longo da década de 70.[8] As evidências referentes aos indicadores sociais discutidas até aqui, disponíveis nas partes do censo já publicadas, apontam para um progresso substancial. Na pior das hipóteses, podemos dizer que há pouca base factual para apoiar a afirmação de alguns estudiosos no sentido de que as condições de vida deterioraram-se e que a pobreza aumentou. Com a introdução dos indicadores econômicos na análise, as evidências em favor de uma melhoria geral tornam-se ainda mais fortes. É a essa análise que passamos a seguir.

## 3 — Indicadores econômicos da pobreza e concentração de renda

Ao introduzir os indicadores econômicos da pobreza e da concentração de renda, nossa análise está necessariamente baseada na renda individual, uma vez que não se pode deduzir a renda familiar a partir das tabulações avançadas do censo.[9] Embora sob muitos aspectos os dados de renda familiar sejam superiores, a informação de renda individual também é útil, seja para análise do mercado de trabalho ou para extrair conclusões sobre o bem-estar social, já que poucos indivíduos presentes nos 40% superiores da distribuição individual têm probabilidade de estar nos 40% inferiores da distribuição familiar, em um país caracterizado por grande desigualdade.

8 As mudanças nas taxas de mortalidade infantil e expectativa de vida são reflexos últimos das condições de bem-estar social. Essas variáveis podem ser medidas com base nos dados do censo demográfico, embora, até onde sabemos, isto só tenha sido feito de forma preliminar com as informações produzidas pelo Censo de 1980. As comparações entre as estimativas anteriores e as avaliações preliminares do IBGE para 1980 publicadas na imprensa (*Jornal do Brasil*, 14 de novembro de 1982), mostram que o progresso continua. As taxas de mortalidade infantil para o Brasil como um todo, expressas por 1 000 nascimentos, caiu de 123 em 1960 para 107 em 1970 e para 93 em 1980. A expectativa de vida ao nascer, também para o País, teve crescimento de 53,5 anos em 1970 para 58,7 anos em 1980.

9 As análises da distribuição de renda familiar em 1970 incluem Lluch (1981) e Fox (1982).

Utilizamos o coeficiente de Gini, o índice de Theil e os decis como estimativas de desigualdade, para sintetizar as distribuições de renda. Os índices de Gini e de Theil complementam-se como medidas de desigualdade devido a suas sensibilidades diferentes. O coeficiente de Gini é especialmente sensível às transferências de renda situadas na média. O índice de Theil, mesmo em relação à sua maior variância total, é mais sensível às transferências nas classes inferior e superior. Levando em consideração as incertezas devidas às nossas técnicas de aproximação, particularmente nos extremos do espectro, temos mais confiança em nossas conclusões quando as medidas de Gini e de Theil variam na mesma direção. O índice de Gini, além de possuir propriedades bem analisadas, complementa o índice de Theil quando os dados estão agrupados. As informações mais detalhadas são fornecidas pelos decis.

Os coeficientes de Gini foram estimados a partir de oito intervalos de renda utilizando o método de Theil (1967). Valores únicos são derivados desses limites por meio de interpolações simples, como sugerido por Cowell e Mehta (1981). Os oito intervalos de renda são convertidos em decis pela aproximação polinômica à curva de Lorenz, descrita por Kakwani (1980, pp. 103-4). Os números para os dois decis inferiores são apenas ilustrativos, especialmente para os grupos de baixa renda.

As tabulações avançadas do censo demográfico são elaboradas com base em uma amostra da população, bastante adequada para a maior parte dos grupos, embora em alguns casos (como setores de Estados pequenos, por exemplo) o erro de amostragem possa provocar efeitos consideráveis em nossas medidas. Nesses casos, os limites superiores e inferiores não são reais, mas apenas estimativas coerentes. Apesar disso, pensamos que este não é um problema importante para todos os agregados regionais e nacionais.

Para comparar as rendas entre 1970 e 1980 é necessário proceder a ajustes que compensem a inflação. Em termos ideais, o melhor deflator seria o índice de custo de vida, apesar de sua tendência teórica para superestimar a inflação, devido à sua dificuldade de determinar as substituições ocorridas na cesta de compras em resposta às mudanças de preços relativos.

Na prática, entretanto, por causa das alegadas irregularidades na elaboração do índice de custo de vida do Rio de Janeiro, especialmente em 1973, o seu uso parece minimizar a inflação e superestimar o crescimento real da renda. Sendo o índice geral de preços uma média ponderada de índices diferentes, incluindo o de custo de vida do Rio de Janeiro, a sua utilização também reflete a aparente manipulação ocorrida em meados da década de 70. Considerando essas dificuldades com os índices de custo de vida e com o índice geral, decidimos utilizar as informações das Contas Nacionais. Ao invés de simplesmente empregar o deflator implítico do PIB, como fez Langoni em suas comparações entre 1960 e 1970, preferimos construir um deflator implícito para os gastos de consumo a partir das estimativas publicadas pela FGV sobre os gastos de consumo a preços correntes e constantes ao longo do tempo.[10] Este procedimento nos levou a estimativas de aumento de renda real mais conservadoras, isto é, forneceu seu limite inferior.[11]

A maior parte de nossas estimativas tem como base os dados para a população economicamente ativa (PEA) com rendas positivas. Em 1980, do total de 43.796.763 da PEA, cerca de 7,5%, ou 3.294.659,

10 Cf. FGV (1981). Para todos os anos do período 1972/76 a elevação do deflator implícito do consumo superou o aumento do índice de custo de vida do Rio de Janeiro, sendo a maior parte da diferença total atribuída a 1973. Para esse ano, o deflator implícito do consumo mostrou um crescimento de 22,3%, em comparação com o aumento de 12,6% no índice de custo de vida do Rio de Janeiro.

11 Outra limitação para a comparação entre 1970 e 1980, apontada por um leitor anônimo, além daquela devida aos índices de preços, é que às perguntas relativas à renda não foram iguais nos dois censos. As diferenças são: a) o Censo de 1980 especifica a renda bruta, ao passo que o de 1970 deixa em aberto a questão da renda bruta ou líquida; b) para as pessoas com renda variável, o Censo de 1970 pede a média mensal dos últimos 12 meses, enquanto que o de 1980 pede a média dos meses trabalhados durante os últimos 12 meses; e c) o Censo de 1980 especifica que o pagamento em espécie deve ser incluído, o que não foi feito no Censo de 1970. Essas diferenças enfraquecem nossa argumentação de que o aumento de 49% na renda é um limite inferior. Achamos que para estimar a importância do viés seria necessário o apoio de dados individuais, que não estavam disponíveis no momento em que escrevemos esse artigo, razão por que incluímos outros indicadores de pobreza e distribuição de renda, ao invés de nos limitarmos apenas à renda.

não tinham renda monetária e 0,3%, ou 146.744, recusaram-se a declarar sua renda aos recenseadores. O último grupo é pequeno, podendo ser ignorado sem prejuízo para nossos propósitos. Mais importante é que decidimos excluir também aqueles sem renda monetária. Nossa decisão deve-se, em parte, à necessidade de facilitar a comparação com as estimativas de grupos decílicos feitas por Langoni (1973) e, em parte, ao fato de a inclusão de indivíduos com renda zero reduzir o alcance das medidas de desigualdade derivadas de dados individuais como indicadores de mudanças na distribuição da renda familiar. Este efeito foi sugerido pelo fato de que em 1970 os membros sem renda da PEA originaram-se com freqüência de famílias de renda média, como mostrou Lluch (1981, p. 24). Do mesmo modo, a inclusão desses indivíduos, muitos dos quais aparentemente são trabalhadores domésticos sem salário, levaria a uma indicação indesejada de que a desigualdade teria se reduzido durante a década, já que o número relativo de trabalhadores sem renda diminuiu marcadamente.

A determinação das mudanças no grau de desigualdade da renda entre 1970 e 1980 no Brasil é ainda mais dificultada pela existência de um limite superior de codificação para a renda em 1970. Todas as rendas de Cr$ 9.998,00 ou mais foram codificadas como Cr$ 9.998,00, um número que depois de ajustado em relação à inflação, pelo deflator implícito do consumo, corresponde a Cr$ 285.000,00 em 1980, ou aproximadamente US$ 5.215 — o que é cerca de 30 vezes a renda média de 1970. Este truncamento do limite superior da distribuição de renda reduz consideravelmente o coeficiente de Gini e o índice de Theil.[12] É possível, portanto, que o crescimento da desigualdade observado durante a década de 60 tenha sido minimizado.

A Tabela 4 apresenta os resultados da comparação básica para a desigualdade de renda entre 1970 e 1980, incluindo os ajustamentos mencionados para o problema do limite da codificação em 1970. Na parte A dessa tabela, a comparação entre a primeira e a terceira colunas dá a impressão de um aumento moderado na desigualdade

12 Cf. Apêndice e Denslow, Jr. (1982).

TABELA 4

*Comparações básicas entre a distribuição de renda em 1970 e 1980*

| | 1970 | | 1980 (Estimativa) |
|---|---|---|---|
| | Langoni | Ajustada | |
| A — Estimativas excluindo os trabalhadores sem renda | | | |
| Coeficiente de Gini | 0,565 | 0,580 | 0,590 |
| Índice de Theil | 0,663 | 0,796 | 0,704 |
| Parcela dos 40% inferiores (%) | 10,03 | 9,74 | 9,72 |
| Parcela do decil superior (%) | 46,7 | 48,03 | 47,89 |
| B — Estimativas incluindo os trabalhadores sem renda | | | |
| Coeficiente de Gini | 0,607 | 0,620 | 0,612 |
| Índice de Theil | 0,763 | 0,896 | 0,759 |
| Parcela dos 40% inferiores (%) | 7,42 | 7,17 | 8,94 |
| Parcela do decil superior (%) | 51,66 | 55,08 | 49,34 |

FONTES: Utilizando as fórmulas derivadas no Apêndice, o coeficiente de Gini e o índice de Theil são calculados com exclusão dos trabalhadores sem renda. Para 1970, a parcela dos 40% inferiores é estimada como o ponto intermediário dos limites estabelecidos nos pontos relevantes da curva de Lorenz, utilizando os dados de Langoni (1973, p. 21) e das Tabulações Avançadas do Censo Demográfico de 1970 (Quadro 8); os limites de Langoni para essa parcela são 7,32 e 7,52%, os quais representam 7,02 e 7,26% quando se ajusta o limite superior de codificação. A parcela do decil superior é estimada pela técnica de aproximação quadrática, utilizando-se dados da mesma fonte; os limites de Langoni são 50,91 e 51,71%, passando a 54,32 e 55,13% no caso do reajustamento. Já que as Tabulações Avançadas do Censo de 1980 oferecem as médias e os limites para os grupos de renda, utilizamos a aproximação polinomial de terceiro grau sugerida por Kakwani (1980, p. 103) para estimar a parcela dos 40% inferiores e do decil superior em 1980.

nos anos 70. Mas, como já foi mencionado, os cálculos de Langoni para 1970 foram prejudicados pelo limite superior de codificação para a renda. A segunda coluna mostra valores plausíveis para as medidas reais de desigualdade naquele ano. Com o deflacionamento, o quadro torna-se mais confuso. É necessário enfatizar que não estamos apresentando como exatos os números da segunda coluna. O nosso argumento é simplesmente que qualquer mudança na desigualdade global que possa ter acontecido ao longo da década não foi grande o suficiente para ser detectado de modo completo e inequívoco por nossos indicadores. A parte B da Tabela 4 oferece base adicional para a conclusão em favor da não existência de uma

deterioração significativa na distribuição de renda da PEA total, em oposição à PEA com rendimentos. Ajustando-se o limite de codificação de 1970, torna-se ainda mais forte o argumento em favor da não existência de uma deterioração discernível. A evidência parece suficiente para rejeitar a hipótese de desigualdade crescente.

A estabilidade da desigualdade da distribuição de renda pode também ser observada pelo exame dos grupos decílicos. A Tabela 5 apresenta estimativas da proporção da renda total em grupos decílicos diferentes para o total da PEA no País em 1970 e 1980 (pouca mudança pode ser observada) e também da renda média para cada grupo decílico.[13]

A renda média global cresceu cerca de 49%,[14] e na comparação entre 1970 e 1980 todos os grupos decílicos participaram deste aumento. Esta característica dos anos 70 contrasta vivamente com a experiência da década de 60, onde os ganhos desproporcionais para os grupos de renda superior eram evidentes. É necessário notar que, devido aos limites de codificação e às suposições arbitrárias neces-

[13] A taxa de câmbio média em agosto de 1980 era de Cr$ 54,00 por dólar. Utilizando esse número, que, é claro, não corresponde à diferença entre o custo de vida no Brasil e nos Estados Unidos, chegamos a uma renda média anual de US$ 2.622,00 por membro da população economicamente ativa, US$ 639,00 para os 40% inferiores, US$ 12 600,00 para o decil superior, US$ 1 556,00 para o Nordeste e US$ 1 462,00 para o setor agrícola. Para os 10% inferiores dos indivíduos com renda positiva no setor agrícola do Nordeste, a renda média anual é de US$ 348,00, o que dá aproximadamente um dólar por dia em média para esses dois milhões de trabalhadores. Em todo o Brasil, cerca de quatro milhões de trabalhadores receberam salários em moeda inferiores a um dólar por dia.

[14] Como observamos acima, o aumento médio verificado de 49% representa uma estimativa de limite inferior. A utilização de deflatores alternativos levou a um aumento médio de 100% no caso do índice de custo de vida do Rio de Janeiro, 75% quando se usa o índice geral de preços e 55% no caso do deflator implícito do PIB. A magnitude dos ganhos médios não afeta a conclusão de que os ganhos gerados pelo crescimento dos anos 70 não mudou significativamente a distribuição de renda. De qualquer forma, os aumentos médios da renda real foram substanciais e afetaram todos os grupos decílicos. Contudo, é importante notar que, se o erro de amostragem a que nos referimos na nota 7 resultou em uma exclusão sistemática das famílias maiores nas áreas rurais adjacentes, é provável que os ganhos do decil inferior estejam superestimados.

sárias para estimar os extremos da distribuição, os ganhos do primeiro e do décimo decil não são totalmente confiáveis. Mesmo assim, parece que os ganhos do rápido crescimento econômico durante os anos 70 foram amplamente distribuídos, já que ganhos substanciais de renda real foram observados para todos os grupos decílicos. Este padrão fica também evidente quando examinamos os grupos decílicos para as regiões e as ocupações urbanas e rurais (Tabelas A.7, A.8 e A.9 do Apêndice). Portanto, as evidências sugerem que, apesar da persistência de marcante concentração de renda, a década de 70 passou por uma redução na pobreza, aparentemente em uma escala considerável.

### TABELA 5

*Indicadores de renda relativa e absoluta para os grupos decílicos de renda no Brasil: população economicamente ativa — 1970 e 1980*

| Decis | Percentagem da renda acumulada | | Percentagem da renda | | Renda média | | Variação percentual |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1970 | 1980 | 1970 | 1980 | 1970 | 1980 | |
| 1 | 1,16 | 1,18 | 1,16 | 1,18 | 933 | 1.404 | 50 |
| 2 | 3,21 | 3,20 | 2,05 | 2,03 | 1.650 | 2.422 | 47 |
| 3 | 6,22 | 6,15 | 3,00 | 2,95 | 2.415 | 3.519 | 46 |
| 4 | 10,03 | 9,72 | 3,81 | 3,57 | 3.064 | 4.260 | 39 |
| 5 | 15,05 | 14,13 | 5,02 | 4,41 | 4.037 | 5.264 | 30 |
| 6 | 21,22 | 19,71 | 6,17 | 5,58 | 4.959 | 6.658 | 34 |
| 7 | 28,43 | 26,87 | 7,21 | 7,17 | 5.798 | 8.555 | 48 |
| 8 | 38,38 | 36,75 | 9,95 | 9,88 | 8.003 | 11.794 | 47 |
| 9 | 53,53 | 52,11 | 15,15 | 15,36 | 12.178 | 18.337 | 51 |
| 10 | 100,00 | 100,00 | 46,47 | 47,89 | 37.366 | 57.183 | 53 |
| Média | | | | | 8.040 | 11.940 | 49 |

NOTAS: Os números para 1970 foram baseados no Quadro 8 das Tabulações Avançadas do Censo Demográfico de 1970. Os números para 1980 são dos Quadros 5.2 e 5.3 das Tabulações Avançadas do Censo Demográfico de 1980. Os oito intervalos de renda apresentados são convertidos em decis por meio da aproximação polinomial descrita por Kakwani (1980, pp. 103-[illegible]). Os dados para os dois anos referem-se aos integrantes da população economicamente ativa com rendimentos declarados.

## 4 — Interpretações das mudanças na concentração

Como acontece freqüentemente, a estabilidade agregada evidente na distribuição de renda encobre turbulências setoriais. Durante os anos 70 ocorreram no Brasil dois desenvolvimentos importantes que se compensam: em primeiro lugar, a diferença *entre* as rendas médias dos setores diminuiu, o que reduziu a desigualdade; mas, por outro lado, a desigualdade *dentro* do setor agrícola cresceu, aumentando a desigualdade. Esses dois desenvolvimentos, assim como as mudanças nas disparidades regionais, podem ser observados na Tabela 6.

A parte A da Tabela 6 sugere uma diminuição das disparidades regionais na década de 70, com crescimento mais rápido da renda

TABELA 6

*Medidas de desigualdade para três regiões do Brasil — 1970 e 1980*
*(PEA com renda positiva)*

| Regiões | Renda média* | | Variação (%) | Gini | | Theil | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1970** | 1980 | | 1970 | 1980 | 1970 | 1980 |
| A — PEA total | | | | | | | |
| Sudeste | 9.746 | 13.925 | 43 | 0,545 | 0,561 | 0,608 | 0,646 |
| Nordeste | 4.486 | 7.082 | 57 | 0,557 | 0,586 | 0,695 | 0,749 |
| Fronteira | 6.678 | 10.808 | 59 | 0,480 | 0,583 | 0,507 | 0,777 |
| Brasil | 8.040 | 11.940 | 49 | 0,565 | 0,590 | 0,663 | 0,704 |
| B — PEA rural | | | | | | | |
| Sudeste | 4.907 | 8.589 | 75 | 0,454 | 0,558 | 0,475 | 0,757 |
| Nordeste | 2.681 | 4.141 | 54 | 0,404 | 0,470 | 0,337 | 0,739 |
| Fronteira | 4.569 | 8.459 | 85 | 0,339 | 0,503 | 0,250 | 0,645 |
| Brasil | 3.965 | 6.668 | 68 | 0,440 | 0,544 | 0,429 | 0,796 |
| C — PEA urbana | | | | | | | |
| Sudeste | 11.976 | 16.593 | 39 | 0,537 | 0,532 | 0,586 | 0,572 |
| Nordeste | 7.103 | 9.533 | 34 | 0,588 | 0,590 | 0,733 | 0,532 |
| Fronteira | 9.276 | 13.323 | 44 | 0,527 | 0,584 | 0,579 | 0,717 |
| Brasil | 10.778 | 13.912 | 29 | 0,552 | 0,564 | 0,629 | 0,648 |

*A renda média está expressa em cruzeiros de agosto de 1980 por mês, com ajuste para os dados de 1970 utilizando um deflator implícito dos gastos de consumo, como explicado no texto.

**As estimativas de 1970 para as regiões foram elaboradas como descreve Denslow, Jr. (1982). O Sudeste abrange os Estados de Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. O Nordeste inclui Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Bahia. A fronteira incorpora os outros estados e territórios.

média por membro da população economicamente ativa na região Nordeste, em comparação com o Sudeste, de renda mais elevada. A renda média no Nordeste passou de 46 para 51% da renda média no Sudeste, mas a renda das áreas rurais e urbanas do Nordeste cresceu menos que em qualquer outro lugar. O Nordeste só ganhou porque, com sua força de trabalho mais intensamente concentrada na agricultura, pôde beneficiar-se mais que as outras regiões com o êxodo da agricultura e com o maior crescimento das rendas no setor primário. Esta maior rapidez do crescimento foi devida a um salto das rendas nos dois decis rurais superiores, em conjunto com taxas de aumento acima da média nos outros oito decis. A proporção da PEA do Nordeste nos 40% inferiores da distribuição de renda no Brasil permaneceu em 67% de 1970 a 1980.

Uma das formas de examinar as mudanças setoriais é particionar o índice de Theil pelos setores. Podemos escrever:

$$T_2 - T_1 = (I_2 - I_1) + \sum_{i=1}^{3} Y_{i1} (T_{i2} - T_{i1}) + \sum_{i=1}^{3} T_{i2} (Y_{i2} - Y_{i1}) \qquad (1)$$

onde $T_j$ é o índice de Theil para o ano $j$, $I_j$ é o índice de desigualdade entre os setores para o ano $j$, $Y_{ij}$ é a participação do setor $i$ na renda total no ano $j$ e $T_{ij}$ é o índice de Theil dentro do setor para o setor $i$ no ano $j$. A primeira expressão no lado direito da equação (1) pode ser chamada de efeito entre os setores, a segunda é o efeito dentro do setor e a terceira é o efeito das mudanças setoriais.

Aplicando a equação (1) à PEA em 1970 e 1980 nos setores primário, secundário e terciário, temos:

| Efeito | | |
|---|---|---|
| Intersetorial | | 0,0563 |
| Interno aos setores | | 0,1090 |
| Primário | 0,0665 | |
| Secundário | 0,0074 | |
| Terciário | 0,0351 | |
| Mudança setorial | | 0,0097 |
| Total | | 0,0430 |

Numa interpretação literal, esses resultados mostram uma diminuição no efeito intersetorial que pode ser atribuído ao crescimento das rendas relativas na agricultura, mais do que compensada pelo aumento na desigualdade interna da agricultura.

O crescimento do índice de Theil no setor terciário — pequeno, mas com peso importante — influencia o crescimento do índice global. Embora esses resultados não compensem o limite superior de codificação de 1970, exercícios semelhantes feitos após os ajustamentos não revelaram diferenças significativas. Duas conclusões parecem-nos razoavelmente corretas: em primeiro lugar, diminuiu a desigualdade entre os setores e, em segundo, aumentou a desigualdade interna do setor agrícola.

A causa da redução da desigualdade intersetorial é facilmente identificável: a renda por membro da população economicamente ativa na agricultura cresceu de 37% da média para os setores secundário e terciário em 1970 para 50% em 1980, segundo os dados do censo. Este aumento expressivo é confirmado por outras fontes: por exemplo, enquanto a proporção da PEA na agricultura caiu de 40 para 27%, as Contas Nacionais mostram que a parcela da agricultura no PIB permaneceu mais ou menos constante em 10%. Isto sugere que uma fonte importante de crescimento da renda no Brasil foi a transferência da força de trabalho do setor agrícola de baixa produtividade para setores com maior produtividade. Também é verdade que os movimentos de preços relativos entre a agricultura e a indústria ao longo dos anos 70 foram parcialmente responsáveis pela diminuição do hiato entre as rendas médias dos setores rural e urbano. As relações de troca domésticas, definidas como razões entre os preços agrícolas e industriais no atacado, variaram em favor da agricultura, especialmente no período 1979/80. O número-índice que expressa a relação entre os dois índices de preços aumentou de 100,0 em 1970 para 154,6 em 1980.

No que diz respeito ao próprio setor agrícola, pode-se perceber um acentuado aumento na desigualdade de renda. Todos os tipos de indicadores contam a mesma história. O coeficiente de Theil passou de 0,43 para 0,80 (Tabela A.3 do Apêndice), a parcela de renda dos 40% inferiores caiu de 15,6 para 12,4% e a parcela do decil superior subiu de 36 para 48% (Tabela A.8 do Apêndice).

Assim como no caso da investigação da desigualdade intersetorial, a decomposição do índice de Theil é um instrumento útil para a análise preliminar das fontes dessa maior disparidade de renda no setor primário. O índice de Theil para 1970, $T_1$, pode ser representado para a agricultura como:

$$T_1 = R_1 + \sum_i Y_{i1} T_{i1} \qquad (2)$$

onde $R_1$ é um termo de desigualdade regional, os $Y_{i1}$ são parcelas da renda regional e os $T_{i1}$ são os índices de Theil regionais. Utilizando notação análoga:

$$T_2 = R_2 + \sum_i Y_{i2} T_{i2} \qquad (3)$$

é a mesma equação para 1980. Em ambas as equações $i$ varia de 1 a 10, correspondendo às 10 regiões do Censo de 1970.

Para avaliar a mudança no índice, podemos fazer:

$$T_2 - T_1 = (R_2 - R_1) + \sum_i Y_{i1} (T_{i2} - T_{i1}) + \sum_i (Y_{i2} - Y_{i1}) T_{i2} \qquad (4)$$

A primeira expressão do lado direito da equação (4) é um efeito que reflete as modificações das disparidades regionais, a segunda representa as mudanças na desigualdade interna às regiões e a terceira reflete as mudanças nas parcelas da renda para as regiões com maior ou menor grau de desigualdade.

Aplicando a equação (4) aos dados da Tabela A.3 do Apêndice, descobrimos que 90% do aumento do índice de Theil para a agricultura foram devidos à maior desigualdade interna às regiões. Apenas 4% podem ser atribuídos às parcelas de renda maiores nas regiões com maior desigualdade, e 6% à maior disparidade entre as 10 regiões do Censo de 1970. Embora possa ser melhor explorado o fato de que das 10 regiões apenas três — o Baixo Nordeste (particularmente a Bahia), o Centro (particularmente Minas Gerais) e o Paraná — com 37% da renda agrícola sejam responsáveis por 56% do aumento da desigualdade, o fenômeno é claramente geral. Todos os indicadores mostram uma maior desigualdade em todas as regiões

para o setor agrícola. Em cada uma das 10 regiões censitárias, como pode ser visto na Tabela A.3 do Apêndice, observou-se o crescimento do coeficiente de Gini, do índice de Theil e da parcela do decil superior, assim como a queda na parcela de renda dos 10% inferiores. Já no setor urbano, as regiões passaram por experiências diferentes: no Nordeste a desigualdade permaneceu, *grosso modo*, constante, ao mesmo tempo em que diminuiu em São Paulo e aumentou em todos os outros lugares.

Seria proveitoso neste ponto discutir rapidamente as três explicações possíveis para o aumento observado na desigualdade interna ao setor agrícola. A primeira é a de que a ótima situação das *commodities* em 1979/80, além de ter elevado a renda agrícola, provavelmente gerou também maior desigualdade, em virtude do crescimento acelerado da produção de alguns exportáveis, tais como o cacau na Bahia e a soja em outras regiões. A plantação de soja, cultivada em fazendas relativamente grandes, provavelmente teve um impacto especialmente severo na distribuição de renda onde veio substituir plantações com uso mais intensivo da força de trabalho, como o café do Paraná. Mas essa explicação, com especificidades geográficas, não se aplica à observação de que a desigualdade interna da agricultura cresceu em todas as regiões do Brasil. É necessário buscar fontes de mudanças com maior difusão geográfica.

Uma segunda explicação, possivelmente mais importante para o aumento da desigualdade da renda interna ao setor agrícola, está no crescimento do crédito subsidiado para a agricultura ao longo da década. Com taxas de juros nominais fixas, inflação alta e expressiva alocação de crédito para a agricultura, os subsídios, expressos em termos de taxas e volume, tornaram-se substanciais. Um estudo recente estimou que esses subsídios chegaram a 21% do valor total do produto agrícola em 1980.[15] Parece incontestável que esses subsídios e seu crescimento, responsáveis por dificuldades macroeconômicas expressivas, juntamente com alguns efeitos microeconômicos distorcivos, tiveram o efeito de aumentar a desigualdade

[15] Cf. Tyler (1981). O estudo de Resende e Mata (1981), utilizando procedimento diferente, apresenta estimativa ainda maior.

no setor agrícola. Em primeiro lugar, apenas os proprietários rurais qualificam-se para receber os subsídios. Em segundo, a quantidade de crédito e, conseqüentemente, o volume dos subsídios parecem ser uma função positiva do tamanho da propriedade. E, apesar dos aumentos consideráveis dos tetos dos créditos para a agricultura aprovados pelo Banco do Brasil no final dos anos 70, ainda foi necessário implantar o racionamento do crédito, em face da demanda pelos subsídios. Em outro estudo, Ferreira (1981) estimou que apenas 4% do total do crédito agrícola no Nordeste em 1975 foi para fazendas com menos de 10 hectares.

Uma terceira explicação possível para o crescimento observado da desigualdade interna ao setor agrícola pode ser encontrada na teoria do capital humano. Em todas as regiões do Brasil a média dos anos de escolaridade cresceu para a PEA da agricultura nos anos 70. Considerando o País como um todo, a composição da PEA agrícola em relação aos anos de escolaridade tinha a seguinte configuração:

(Em %)

| Anos | 1970 | 1980 |
|---|---|---|
| 0 | 58 | 53 |
| 1 | 10 | 7 |
| 2 | 12 | 9 |
| 3 | 10 | 11 |
| 4+ | 11 | 20 |
| Total | 100 | 100 |

A teoria do capital humano prevê o crescimento da desigualdade junto com a média da aprendizagem. Para o Brasil em 1970, Langoni (1973, pp. 253-5) confirmou esta hipótese até o nível ginasial, ao mostrar que o coeficiente de Gini era 0,260 para analfabetos, 0,458 para aqueles que completaram o primário e 0,502 para aqueles com curso ginasial completo. A teoria do capital humano também

prevê o crescimento da desigualdade com a maior desigualdade da aprendizagem.

Os dados para o setor rural do Brasil concordam com ambas as previsões, como mostra a equação (5), onde GINI é o índice de desigualdade de renda para os setores rurais de cada um dos 23 "Estados" do Censo de 1980, LAVED é o logaritmo natural da média de anos de escolaridade da PEA e GED é o índice de Gini da desigualdade de anos de escolaridade da PEA:

$$GINI = -0{,}0370 + \underset{(0{,}060)}{0{,}228}\ LAVED + \underset{(0{,}250)}{0{,}5887}\ GED \qquad (5)$$

$$R^2 = 0{,}630$$

Os erros-padrão mostram que ambos os coeficientes são significativos e o $R^2$ indica que essas duas variáveis explicam cinco oitavos da variância na desigualdade rural entre os Estados do Brasil (a Tabela A.5 do Apêndice apresenta outras regressões deste tipo).

Estas regressões não provam a causalidade. Pode ser que a desigualdade dos anos de escolaridade seja antes um resultado do que a causa da desigualdade da renda, da mesma forma que a desigualdade na posse de bens de consumo duráveis é um resultado que provavelmente não provoca maior desigualdade de renda. Os estudos que sugerem que o retorno à educação no Brasil é bastante alto, especialmente nos primeiros anos, leva-nos a pensar que a desigualdade da aprendizagem de fato causa maior desigualdade de renda, especialmente se considerarmos que os anos de escolaridade incluem melhores condições de saúde e outras qualidades que geralmente estão associadas com o desempenho educacional. Também observamos que nos anos 70, em relação ao setor primário do Brasil, as desigualdades da renda e da aprendizagem movimentaram-se em direções contrárias, o que representa uma outra indicação de que a desigualdade da aprendizagem exerce um papel independente.

Se aceitarmos a interpretação oferecida pela teoria do capital humano para a equação (5), os seus coeficientes explicam cerca de dois quintos do aumento observado na desigualdade de renda no setor rural, medido pelo coeficiente de Gini. A Tabela A.6 do

Apêndice mostra que um crescimento de 34% na média de escolaridade entre 1970 e 1980 acompanhou um decréscimo de GED de 0,707 para 0,660. A primeira mudança aumenta a desigualdade, mas a segunda a reduz, o que deixa três quintos do aumento sem explicação. Talvez a estrutura etária da PEA tenha mudado de modo relevante ao longo da década, mas esta afirmação não pode ser testada a partir das tabulações avançadas. Pode ser que as perguntas mais detalhadas sobre a renda no Censo de 1980 tenham levado a respostas mais completas dos decis superiores do setor primário que dos demais. Mais uma vez, não é possível determinar se isto realmente aconteceu. No presente momento, a existência de uma maior desigualdade interna ao setor agrícola ainda permanece parcialmente como um mistério.

Os resultados de nossa análise do material do Censo Demográfico de 1980 também podem ser utilizados para avançar algumas interpretações em relação ao mercado de trabalho, cuja evolução entre 1970 e 1980 é coerente com a hipótese de que, em termos de um modelo dualista, tenha alcançado um ponto crítico no início da década de 70.[16] Os salários duplicaram ao longo da década, e este progresso foi partilhado pelos grupos de baixa renda. A distribuição de renda pode ter melhorado ou piorado um pouco, mas em qualquer hipótese a mudança foi pequena. Uma grande mudança para a direita na demanda de mão-de-obra nos setores urbanos trouxe migrantes das áreas rurais, o que provocou uma queda de 40 para 28% na participação da força de trabalho agrícola. Este processo fez os salários das zonas rurais passarem de 37 para 50% dos níveis urbanos. Os maiores salários urbanos também levaram mais mulheres para a força de trabalho. A taxa de participação das mulheres com 10 anos ou mais cresceu de 19 para 27%. Aparentemente, a elasticidade da oferta de trabalho feminino foi maior nos níveis de menor qualificação, o que fez com que a razão entre as rendas femininas e masculinas, depois de um pequeno crescimento nos anos 60, tenha decrescido na década de 70, passando de 61 para 56%, no conjunto da população economicamente ativa.

16 Esta hipótese foi desenvolvida recentemente por Morley (1983).

O mercado de trabalho também modificou-se em alguns aspectos, que, em geral, são consistentes com a teoria do capital humano.[17] Observou-se que o crescimento de 40% na média de anos de escolaridade da força de trabalho estava associado a salários maiores. O analfabetismo caiu de 33 para 26% da população com 15 anos ou mais. Ao mesmo tempo, segundo a interpretação da teoria do capital humano, maiores níveis educacionais levariam a uma maior desigualdade da renda, ao passo que uma melhor distribuição da escolaridade reduziria a desigualdade. O coeficiente de Gini para a desigualdade dos anos de escolaridade caiu de 0,598 para 0,499 durante a década (Tabela A.6 do Apêndice).

Mas grande parte do desenvolvimento do mercado de trabalho na década de 70 ainda permanece confusa. Uma das lacunas é o impacto distributivo da maior taxa de participação feminina. No sentido estritamente contábil, a crescente participação feminina teve pouco efeito sobre a distribuição das rendas individuais. Fizemos uma experiência onde geramos uma hipotética distribuição de renda em 1980, mantendo os padrões masculino e feminino tal como eram em 1980, mas reduzindo a taxa de participação feminina a seu nível de 1970; as medidas de desigualdade só mostraram variações nas terceiras decimais.

Apesar disso, é provável que o fato de um quarto do aumento da força de trabalho brasileira nos anos 70 ser devido ao crescimento da taxa de participação feminina tenha afetado a distribuição de renda de modo considerável por meio de processos que nossos métodos não conseguem captar. Em primeiro lugar, as famílias têm mais assalariados que antes (o efeito disto estaria concentrado em apenas uma parte do espectro de rendas familiares ou estaria igualmente espalhado por todo ele?). Em segundo, as mulheres competem

[17] As evidências apresentadas aqui e em outras partes deste artigo também são consistentes com outras interpretações sobre o funcionamento do mercado de trabalho. Utilizamos a teoria do capital humano como um quadro de referência com o qual temos familiaridade para organizar as questões. Pensamos, entretanto, que são necessários dados individuais para testar essa ou outras teorias alternativas.

com os homens por emprego especialmente no limite inferior do espectro salarial (será que essa competição extra leva a uma diminuição desses salários?). Um exame dessas questões exige dados individuais, não bastando as informações por categorias.

Uma outra questão refere-se à limitada integração do mercado de trabalho no Brasil. A média de salários no Nordeste é menos da metade dos salários no Sudeste, e assim tem sido por décadas. Por que esse diferencial não é eliminado por fluxos de fatores inter-regionais? Parte da explicação está na menor qualificação da força de trabalho nordestina. A média do número de anos de escolaridade para a PEA do Nordeste é apenas metade da encontrada no Sudeste. Além disso, há a migração. Se não tivesse existido nenhum tipo de migração inter-regional, a população do Nordeste teria sido 17% maior em 1980. O efeito da migração sobre a força de trabalho pode ter sido ainda maior; e podem existir diferenças regionais substanciais no custo de vida, embora estas possam ser equilibradas pela maior disponibilidade de serviços públicos nas áreas com maior custo de vida. Com todas essas considerações, a persistência de tamanhas disparidades regionais continua sendo um enigma.

## 5 — Conclusões

O Censo Demográfico de 1980 contém uma grande riqueza de informações. Os dados disponíveis até o momento, sob a forma de tabulações avançadas, permitiram-nos efetuar análises exploratórias sobre a pobreza e a desigualdade de renda em 1980. Os dados obtidos possibilitaram comparações entre os anos de 1970 e de 1980, com resultados que mostram um progresso substancial nos padrões de vida durante a década de 70. Os indicadores sociais de pobreza atestam um progresso considerável, embora persistam enormes e urgentes problemas de miséria. A renda média real também cresceu substancialmente, mesmo entre os 40% mais pobres da população economicamente ativa. A desigualdade de renda global não sofreu mudanças significativas entre 1970 e 1980. A estabilidade relativa

de um alto nível de desigualdade pode ser explicada por duas mudanças que se compensam: por um lado, observou-se um grande crescimento nas rendas do setor rural, em comparação com os salários urbanos; e, por outro, entretanto, a desigualdade de renda no setor agrícola aumentou. O quadro geral aponta para alguma redução nas disparidades de renda regionais, e a evidência disponível mostra, em termos gerais, uma redução na pobreza absoluta durante os anos 70. Isto não nos leva a sugerir, contudo, que a pobreza e a desigualdade de renda não permaneçam — ou não devam permanecer — como problemas prioritários a merecer atenção do Governo brasileiro. É necessário também ponderar se, tendo em vista as oportunidades de emprego geradas durante a fase de alto crescimento dos anos 70, o crescimento econômico mais vagaroso e a recessão observada em 1981/83 não levarão à exacerbação dos problemas sócio-econômicos subjacentes.

## Apêndice

### A.1 — Trabalhadores sem renda

Neste Apêndice mostramos que os índices de Gini e de Theil calculados com a exclusão dos trabalhadores sem renda podem ser facilmente ajustados para incluir estes indivíduos. Consideraremos, em primeiro lugar, o coeficiente de Gini e, depois, o índice de Theil. O ajustamento do coeficiente de Gini pode ser desenvolvido intuitivamente em termos da derivação desse coeficiente a partir da curva de Lorenz para a população excluindo os indivíduos sem renda, que relaciona $q$, a percentagem acumulada da renda, a $p$, o percentual de população, escrito como função inversa da forma comum:

$$p = f(q) \qquad \text{(A.1)}$$

O coeficiente de Gini, $G$, para essa população é:

$$G = 2 \int_0^1 (p - 1)\, dq = 2 \int_0^1 pdq - 1 \qquad \text{(A.2)}$$

Seja $N$ o número de pessoas com rendas positivas e $N_0$ o número de pessoas sem renda. Consideremos $z$ igual a $N_0/N$, a razão entre a PEA sem renda e a PEA com renda positiva. A inclusão dos grupos sem renda desloca a curva de Lorenz para a direita, de modo que o percentual $p^f$ na nova curva correspondente ao mesmo $q$ é dado por:

$$p^f = \frac{p + z}{1 + z} \qquad \text{(A.3)}$$

Deste modo, o coeficiente de Gini, $G^f$, para o grupo todo é:

$$G^f = 2 \int_0^1 p^f dq - 1 \qquad \text{(A.4)}$$

Procedendo à substituição em (A.3) e fazendo algumas operações, podemos escrever:

$$G^f = \frac{1}{1+z}\left(2\int_0^1 pdq - 1\right) + \frac{1}{1+z}$$

$$G^f = G + \frac{z}{1+z}(1 - G) \qquad \text{(A.5)}$$

Temos, então, que o coeficiente de Gini para a população total é simplesmente o Gini para o grupo de renda positiva mais a razão entre os indivíduos sem renda e a população total, multiplicada pelo complemento do Gini original.

A derivação do ajustamento do índice de Theil, $T$, é direta. Para os indivíduos de renda positiva, ele pode ser expresso como:

$$T = \sum_{+} y_i \ln y_i N \qquad \text{(A.6)}$$

onde $y_i$ é a participação da $i$-ésima pessoa no total da renda e "+" indica que o somatório cobre os indivíduos com renda. Definindo $z$ do mesmo modo que antes, o índice de Theil, $T^f$, para o conjunto da população é:

$$T^f = \sum_{0} y_i \ln y_i N (1 + z) + \sum_{+} y_i \ln y_i N (1 + z) \qquad \text{(A.7)}$$

onde "0" indica o somatório para aqueles sem renda, e cada pessoa é agora uma de $N(1+z)$ ao invés de $N$ indivíduos. A primeira expressão do lado direito de (A.7) vai a zero quando $y_i$ vai a zero. Levando em consideração esse fato e que:

$$\sum_{+} y_i = 1 \qquad (A.8)$$

podemos escrever (A.7), substituindo de (A.6), como:

$$T' = T + \ln (1 + z) \qquad (A.9)$$

Concluímos então que a inclusão do grupo sem renda aumenta tanto o coeficiente de Gini quanto o índice de Theil de formas simples.

Em resumo, excluímos os membros sem renda da PEA de nossos cálculos para facilitar a comparação com os números de Langoni para 1970 e também porque a sua inclusão enfraquece a associação entre os decis de rendas familiares e individuais. Se acrescentarmos os indivíduos sem renda, as medidas de desigualdade no setor agrícola aumentam significativamente, mas o quadro geral não se modifica: durante a década de 70, a desigualdade geral permaneceu basicamente constante, ao mesmo tempo em que aumentou nitidamente dentro do setor agrícola.

## A.2 — O limite de codificação superior de 1970

Como observamos no texto, a determinação das mudanças no grau de desigualdade entre 1970 e 1980 no Brasil complica-se pela existência de um limite superior de codificação para a renda nos dados de 1970. Toda a renda de Cr$ 9.998,00 ou mais foi codificada como 9998, um número que depois de ser ajustado em relação à inflação pelo índice de custo de vida do Rio de Janeiro corresponde a Cr$ 285.000,00 em 1980, ou cerca de US$ 5.215, o que equivale, aproximadamente, a 30 vezes a renda média de 1970. Essa truncagem

da cauda superior da distribuição de renda reduz o coeficiente de Gini e o índice de Theil.

O efeito dessa alteração no coeficiente de Gini pode ser observado através de seu impacto sobre a curva de Lorenz. Consideremos que: $\sum_{i=1}^{N} Y_i$ seja o verdadeiro montante da renda; $\sum_{i=1}^{N} Y_i^*$ seja o montante da renda codificada; $G$ seja calculado da distribuição $f(Y)$; e $G^*$ seja calculado da distribuição $f^*(Y^*)$. Então, $f^*(Y^*)$ é igual a $f(Y)$ até o limite de codificação superior. As respectivas curvas de Lorenz são $L(q,p)$ e $L^*(q^*,p)$, onde $p$ é o percentil de indivíduos e $q$ e $q^*$ são as percentagens de renda acumuladas. Definamos $w$ como a razão entre o montante de renda codificada e o montante real de renda. Temos, então:

$$w = \sum_{i=1}^{N} Y_i^* / \sum_{i=1}^{N} Y_i \qquad \text{(A.10)}$$

Se chamarmos de $\bar{p}$ ao percentil da população no limite de codificação superior e utilizarmos uma argumentação semelhante à desenvolvida na seção anterior — com integração sobre $p$ ao invés de $q$ e utilizando limites —, podemos mostrar que:

$$\lim_{\bar{p}-1} G = G^* + (1 + w)\ (1 - G^*) \qquad \text{(A.11)}$$

A equação (A.11) serve como uma boa aproximação para nossos propósitos, já que a área entre a curva de Lorenz e a linha de 45° à direita de $\bar{p}$ é muito pequena.

Uma estimativa grosseira de $w$, a razão entre a renda codificada e a renda real, pode ser obtida dos dados apresentados por Lluch (1981). Em uma seleção aleatória de 16.310 famílias com renda declarada na Amostra para Uso Público de 1970, ele encontrou 19 codificadas no limite superior, ou 0,12%. Em parte para simplificar, suponhamos que para os indivíduos a razão fosse ligeiramente menor (vamos dizer 1/1.000). A renda média para os indivíduos era de Cr$ 282,00 por mês. Para fins de aproximação, consideremos

o limite de codificação superior como Cr$ 10.000,00, ao invés de Cr$ 9.998,00. Em mil indivíduos típicos, uma pessoa codificada no limite superior teria uma renda declarada igual a 3,55% da renda total declarada de Cr$ 282.000,00. Supondo que a renda real dessa pessoa fosse Cr$ 20.000,00 (correspondendo a uma distribuição de Pareto com alfa igual a dois), $w$ seria igual a 282.000/292.000, ou 0,966, e o coeficiente de Gini de 0,565 nos dados de Langoni para 1970 cresceria para 0,580, dentro, portanto, da margem de erro de nossa estimativa para 1980, que foi de 0,590.

É conveniente utilizar esta mesma ilustração numérica para discutir o efeito do limite de codificação superior sobre o índice de Theil. O índice de Theil derivado das rendas codificadas, $T^*$, pode ser decomposto como:

$$T^* = (272/282) \ln [(272/282)/0,999] + (10/282) \ln [(10/282)/0,01] + \\ + (272/282)\ T_L^* + (10/282)\ T_H^* \qquad (A.12)$$

onde $T_L^*$ e $T_H^*$ são os índices de Theil dentro dos grupos para aquelas abaixo do limite de codificação e aquelas no limite ou acima dele, respectivamente, baseados na renda codificada. Sendo todas as rendas no limite superior codificadas com o mesmo valor, 10.000, $T_H^*$ é igual a zero. Assim, utilizando o valor de 0,6629 (apresentado por Langoni) para $T^*$, $T_L^*$ será 0,5912.

Vamos considerar agora $T$, o índice de Theil baseado na renda real. Se a renda média daqueles no grupo superior fosse 20.000 teríamos:

$$T = (272/292) \ln [(272/292)/0,999] + (20/292) \ln [(20/292)/0,001] + \\ + (272/292)\ (0,5912) + (20/292)\ T_H \qquad (A.13)$$

onde $T_H$ é o índice de Theil dentro do grupo para aqueles que estão no limite de codificações ou acima dele. O índice dentro do grupo não é afetado pela retirada do limite de codificação. Se a distribuição superior é a de Pareto com alfa igual a dois, então, utilizando a fórmula derivada por Theil (1967, p. 98), $T_H$ é igual a 0,3068 e $T$ é igual a 0,796, que é maior que nossa estimativa de 0,704 para 1980.

## Tabela A.1

*Percentagem das unidades domésticas brasileiras com serviços e bens de consumo duráveis selecionados, segundo regiões e localização — 1970 e 1980*

| Regiões | 1970 | | | 1980 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Urbana | Rural | Total | Urbana | Rural | Total |
| **A — Brasil*** | | | | | | |
| Fogão — Carvão | 5,0 | 1,9 | 3,9 | 4,1 | 8,7 | 5,6 |
| Gás | 69,3 | 5,5 | 42,7 | 83,3 | 12,7 | 61,3 |
| Lenha | 20,9 | 78,9 | 45,1 | 11,4 | 77,5 | 32,0 |
| Telefone | n.d. | n.d. | n.d. | 17,5 | 0,9 | 12,4 |
| Luz elétrica | 75,6 | 8,4 | 47,6 | 88,5 | 20,6 | 67,4 |
| Geladeira | 42,5 | 3,2 | 26,1 | 66,2 | 12,6 | 49,5 |
| Televisão | 40,2 | 1,6 | 24,1 | 73,1 | 14,7 | 54,9 |
| Automóvel | 13,7 | 2,5 | 9,0 | 28,3 | 9,5 | 22,4 |
| Rádio | 72,4 | 40,1 | 58,9 | 79,3 | 68,0 | 75,8 |
| **B — Nordeste**** | | | | | | |
| Fogão — Carvão | n.d. | n.d. | n.d. | 19,1 | 16,3 | 17,7 |
| Gás | n.d. | n.d. | 18,7 | 63,6 | 8,0 | 35,7 |
| Lenha | n.d. | n.d. | 49,0 | 15,6 | 74,4 | 45,2 |
| Telefone | n.d. | n.d. | n.d. | 9,2 | 0,5 | 4,8 |
| Luz elétrica | n.d. | n.d. | 23,3 | 76,1 | 8,3 | 42,0 |
| Geladeira | n.d. | n.d. | 9,2 | 44,0 | 3,9 | 23,0 |
| Televisão | n.d. | n.d. | 6,3 | 50,4 | 4,6 | 27,4 |
| Automóvel | n.d. | n.d. | 3,0 | 15,8 | 2,8 | 9,3 |
| Rádio | n.d. | n.d. | 34,6 | 64,6 | 59,1 | 61,8 |
| **C — Sudeste***** | | | | | | |
| Fogão — Carvão | n.d. | n.d. | n.d. | — | — | — |
| Gás | n.d. | n.d. | 55,9 | 89,1 | 16,6 | 73,7 |
| Lenha | n.d. | n.d. | 41,4 | 10,0 | 82,6 | 25,4 |
| Telefone | n.d. | n.d. | n.d. | 20,2 | 1,3 | 16,2 |
| Luz elétrica | n.d. | n.d. | 61,6 | 93,4 | 36,5 | 81,3 |
| Geladeira | n.d. | n.d. | 35,6 | 74,0 | 23,0 | 63,2 |
| Televisão | n.d. | n.d. | 34,4 | 81,1 | 27,5 | 69,7 |
| Automóvel | n.d. | n.d. | 12,4 | 32,5 | 17,2 | 29,3 |
| Rádio | n.d. | n.d. | 71,9 | 84,6 | 80,6 | 83,7 |
| **D — Fronteira****** | | | | | | |
| Fogão — Carvão | n.d. | n.d. | n.d. | 4,0 | 11,2 | 6,9 |
| Gás | n.d. | n.d. | 28,6 | 80,6 | 15,7 | 54,6 |
| Lenha | n.d. | n.d. | 58,6 | 13,1 | 71,6 | 30,5 |
| Telefone | n.d. | n.d. | n.d. | 14,9 | 0,9 | 9,3 |
| Luz elétrica | n.d. | n.d. | 28,1 | 77,8 | 10,8 | 51,0 |
| Geladeira | n.d. | n.d. | 14,0 | 53,1 | 8,1 | 35,1 |
| Televisão | n.d. | n.d. | 5,1 | 59,5 | 7,3 | 38,6 |
| Automóvel | n.d. | n.d. | 5,1 | 22,2 | 6,6 | 16,0 |
| Rádio | n.d. | n.d. | 47,5 | 69,3 | 57,4 | 64,5 |

FONTES: IBGE (1973 e 1931).

NOTA: O sinal "—" significa percentagens menores do que 0,1.

* Em 1970, 55,9% da população brasileira viviam em áreas urbanas; em 1980, o número era de 67,6%.

** Em 1970, 41,1% da população no Nordeste viviam em áreas urbanas; em 1980, o número era de 50,4%.

*** Em 1970, 64,4% da população do Sudeste viviam em áreas urbanas; em 1980, o número era de 77,3%.

**** Em 1970, 46,8% da população na Zona de Fronteira viviam em áreas urbanas; em 1980, o número era de 60,7%.

TABELA A.2

*População economicamente ativa em ocupações urbanas: parcelas da população, parcelas da renda, renda per capita relativa, coeficientes de Gini e índices de Theil para 10 regiões do Brasil — 1970 e 1980*

| Regiões | Parcela da PEA urbana (%) | | Parcela da renda (%) | | Índice de renda relativa por pessoa | | Coeficiente de Gini | | Índice de Theil | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1970 | 1980 | 1970 | 1980 | 1970 | 1980 | 1970 | 1980 | 1970 | 1980 |
| I - Norte | 2,60 | 3,38 | 2,24 | 3,06 | 87 | 91 | 0,527 | 0,558 | 0,575 | 0,647 |
| II - Nordeste Superior | 2,10 | 2,17 | 1,06 | 1,18 | 51 | 54 | 0,532 | 0,569 | 0,579 | 0,682 |
| III - Nordeste Médio | 11,03 | 10,57 | 6,99 | 6,90 | 64 | 65 | 0,601 | 0,596 | 0,762 | 0,770 |
| IV - Nordeste Inferior | 5,90 | 5,78 | 4,37 | 4,64 | 75 | 80 | 0,572 | 0,578 | 0,701 | 0,668 |
| V - Centro | 11,77 | 11,77 | 8,45 | 9,75 | 72 | 83 | 0,542 | 0,556 | 0,609 | 0,645 |
| VI - Rio de Janeiro | 16,14 | 13,76 | 20,21 | 17,41 | 126 | 127 | 0,516 | 0,577 | 0,530 | 0,669 |
| VII - São Paulo | 30,76 | 30,31 | 39,21 | 35,15 | 129 | 116 | 0,531 | 0,522 | 0,586 | 0,534 |
| VIII - Paraná | 5,24 | 5,56 | 4,67 | 5,30 | 90 | 95 | 0,514 | 0,566 | 0,531 | 0,695 |
| IX - Extremo Sul | 10,09 | 10,77 | 9,12 | 10,82 | 91 | 100 | 0,506 | 0,547 | 0,528 | 0,635 |
| X - Oeste | 4,39 | 5,94 | 3,69 | 5,80 | 85 | 97 | 0,529 | 0,595 | 0,583 | 0,731 |
| Brasil | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100 | 100 | 0,552 | 0,565 | 0,622 | 0,648 |

NOTAS. Os cálculos nesta tabela limitaram-se aos membros da PEA com renda declarada aos recenseadores. As regiões são: I — Roraima, Acre, Amapá, Rondônia, Pará e Amazonas; II — Maranhão e Piauí; III — Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco e Alagoas; IV — Sergipe e Bahia; V — Minas Gerais e Espírito Santo; VI — Rio de Janeiro; VII — São Paulo; VIII — Paraná; IX — Santa Catarina e Rio Grande do Sul; X — Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Goiás e Distrito Federal. Os dados de 1970 são de Langoni (1973, pp. 300-9), cujos indicadores de desigualdade foram calculados a partir de dados individuais. Os dados de 1980 foram calculados com base em IPGE (1981). Para estimarmos os indicadores de desigualdade, utilizamos o número de pessoas em cada intervalo de renda do Quadro 5.2 e estimamos a renda média para cada intervalo de renda ponderando as médias nos intervalos para homens e mulheres no Quadro 5.3 pelos números de intervalo para os homens e mulheres no Quadro 5.2, estado por estado. Os limites dos coeficientes de Gini foram calculados utilizando o Método I de Gastwirth (1972) e os do índice de Theil utilizando a técnica descrita por Theil (1967). As estimativas dos valores dos índices de Theil e de Gini foram derivadas destes limites recorrendo-se à regra "um terço, dois terços", defendida por Cowell e Mehta (1981). O limite superior na codificação dos dados de renda utilizados por Langoni era aproximadamente 30 vezes a renda média, afetando talvez cerca de 1% da população. Não sabemos se existia um limite superior nos dados de 1980. Se fosse o caso, este limite seria 70 vezes ou mais a renda média. Para 1970 e 1980, as ocupações "urbanas" referem-se a todas, menos as rurais, grupo para o qual a renda média para todo o Brasil era de Cr$ 378,00 por mês em 1970 e de Cr$ 13.914,00 por mês em 1980. Ajustada pelo índice de custo de vida do Rio de Janeiro para cruzeiros em agosto de 1980, a renda média de 1970 é de Cr$ 8.203,00. O coeficiente de Gini para a PEA urbana para todo o Brasil em 1970 é calculado por meio da aplicação do método de Gastwirth aos dados agregados com a técnica da aproximação quadrática. Para fins de comparação, o índice de Theil derivado utilizando-se esses métodos é 0,629, próximo ao valor de 0,622 obtido com a fórmula de decomposição para o índice de Theil.

## Tabela A.3

*População economicamente ativa na agricultura: parcela da população, parcela da renda, renda* per capita *relativa, coeficiente de Gini e índice de Theil para 10 regiões do Brasil — 1970 e 1980*

| Regiões | Parcela da PEA agrícola (%) | | Parcela da renda (%) | | Índice de renda relativa por pessoa | | Coeficiente de Gini | | Índice de Theil | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1970 | 1980 | 1970 | 1980 | 1970 | 1980 | 1970 | 1970 | 1970 | 1980 |
| I — Norte | 4,35 | 5,98 | 5,01 | 6,43 | 115 | 108 | 0,302 | 0,403 | 0,166 | 0,376 |
| II — Nordeste Superior | 8,84 | 9,83 | 6,05 | 4,92 | 68 | 50 | 0,343 | 0,411 | 0,208 | 0,375 |
| III — Nordeste Médio | 19,92 | 19,11 | 11,62 | 9,90 | 58 | 52 | 0,370 | 0,413 | 0,307 | 0,440 |
| IV — Nordeste Inferior | 11,74 | 13,88 | 9,72 | 11,78 | 83 | 85 | 0,407 | 0,530 | 0,421 | 1,117 |
| V — Centro | 16,11 | 15,19 | 15,32 | 16,51 | 95 | 109 | 0,468 | 0,550 | 0,505 | 0,807 |
| VI — Rio de Janeiro | 2,25 | 1,63 | 2,76 | 2,03 | 122 | 125 | 0,449 | 0,565 | 0,504 | 0,868 |
| VII — São Paulo | 10,83 | 10,75 | 15,99 | 14,45 | 148 | 134 | 0,457 | 0,535 | 0,549 | 0,745 |
| VIII — Paraná | 9,59 | 7,95 | 11,89 | 10,08 | 124 | 127 | 0,382 | 0,750 | 0,341 | 0,767 |
| IX — Extremo Sul | 9,35 | 8,43 | 13,54 | 13,55 | 145 | 161 | 0,446 | 0,553 | 0,415 | 0,650 |
| X — Oeste | 7,02 | 7,24 | 8,09 | 10,35 | 115 | 143 | 0,362 | 0,562 | 0,302 | 0,797 |
| Brasil | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100,00 | 100 | 100 | 0,440 | 0,544 | 0,429 | 0,796 |

NOTAS: As regiões, as fontes e os métodos são os mesmos utilizados na Tabela A.2, exceto as rendas médias para cada intervalo de renda, derivadas daquelas da população rural do Quadro 5.3 para cada Estado. Para aqueles recebendo renda da agricultura, a renda média para o Brasil era de Cr$ 139,00 por mês em 1970 e de Cr$ 6.668,00 por mês em 1980. A renda média de 1970 ajustada pelo índice de custo de vida do Rio de Janeiro era de Cr$ 2.950,00 por mês.

## Tabela A.4

*População economicamente ativa em 1980 por Estados do Brasil: renda média, coeficiente de Gini e índice de Theil para ocupações urbanas e rurais*

| Estados | População* | | Renda média** | | Coeficiente de Gini | | Índice de Theil | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Urbana | Rural | Urbana | Rural | Urbana | Rural | Urbana | Rural |
| 1 — Rondônia*** | 172 | 131 | 12.085 | 7.131 | 0,521 | 0,424 | 0,547 | 0,379 |
| 2 — Amazonas | 256 | 154 | 14.964 | 7.267 | 0,561 | 0,419 | 0,641 | 0,530 |
| 3 — Pará | 567 | 365 | 11.674 | 7.145 | 0,562 | 0,389 | 0,672 | 0,317 |
| 4 — Maranhão | 380 | 776 | 7.398 | 3.441 | 0,538 | 0,403 | 0,591 | 0,336 |
| 5 — Piauí | 259 | 292 | 7.814 | 3.077 | 0,609 | 0,426 | 0,812 | 0,489 |
| 6 — Ceará | 929 | 601 | 8.335 | 3.563 | 0,612 | 0,444 | 0,780 | 0,519 |
| 7 — Rio Grande do Norte | 342 | 191 | 7.891 | 3.445 | 0,561 | 0,402 | 0,674 | 0,409 |
| 8 — Paraíba | 412 | 314 | 7.524 | 3.110 | 0,563 | 0,407 | 0,680 | 0,396 |
| 9 — Pernambuco | 1.157 | 678 | 10.768 | 3.456 | 0,603 | 0,288 | 0,810 | 0,380 |
| 10 — Alagoas | 276 | 294 | 8.331 | 3.586 | 0,558 | 0,411 | 0,685 | 0,467 |
| 11 — Sergipe | 189 | 128 | 10.099 | 4.193 | 0,583 | 0,425 | 0,717 | 0,478 |
| 12 — Bahia | 1.514 | 1.381 | 11.298 | 5.793 | 0,577 | 0,537 | 0,662 | 1,162 |
| 13 — Minas Gerais | 3.017 | 1.462 | 11.454 | 7.158 | 0,554 | 0,550 | 0,633 | 0,810 |
| 14 — Espírito Santo | 453 | 191 | 12.094 | 7.896 | 0,568 | 0,551 | 0,722 | 0,784 |
| 15 — Rio de Janeiro | 4.056 | 177 | 17.603 | 8.324 | 0,577 | 0,565 | 0,669 | 0,868 |
| 16 — São Paulo | 8.935 | 1.170 | 16.137 | 8.953 | 0,522 | 0,535 | 0,534 | 0,746 |
| 17 — Paraná | 1.638 | 865 | 13.284 | 8.453 | 0,566 | 0,750 | 0,695 | 0,766 |
| 18 — Santa Catarina | 891 | 292 | 12.238 | 9.735 | 0,513 | 0,466 | 0,569 | 0,430 |
| 19 — Rio Grande do Sul | 2.284 | 624 | 14.662 | 11.171 | 0,556 | 0,586 | 0,652 | 0,736 |
| 20 — Mato Grosso do Sul | 319 | 161 | 12.604 | 11.511 | 0,591 | 0,618 | 0,746 | 1,016 |
| 21 — Mato Grosso | 219 | 141 | 13.329 | 8.036 | 0,595 | 0,460 | 0,804 | 0,495 |
| 22 — Goiás | 744 | 477 | 16.668 | 9.121 | 0,571 | 0,558 | 0,670 | 0,766 |
| 23 — Distrito Federal | 442 | 9 | 19.421 | 17.922 | 0,593 | 0,660 | 0,675 | 0,856 |
| Brasil | 29.481 | 10.874 | 13.914 | 6.668 | 0,564 | 0,544 | 0,648 | 0,796 |

NOTAS: As fontes e os métodos são os mesmos utilizados para 1980 na Tabela A.2; "rural" refere-se às ocupações na agricultura e "urbana" a todas as outras.

* [illegible] de Tabela em milhares, e referem-se aos [illegible] da PEA com renda positiva declarada aos recenseadores.

[illegible]

TABELA A.5

*Regressões de indicadores de desigualdade de renda no logaritmo de escolaridade média e índice de Gini de desigualdade de escolaridade — 1980*

| Regressões | Observações | Ocupações | Dependente | | Coeficientes | | $R^2$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | Variável | Constante | LAVED | GED | |
| 1 | 23 Estados | Todas* | GINI | —0,9648 | 0,2364(0,0598) | 0,6029(0,1592) | 0,439 |
| 2 | 23 Estados | Rural | GINI | —0,0370 | 0,2275(0,0596) | 0,5877(0,2501) | 0,630 |
| 3 | 23 Estados | Urbana | GINI | —0,0750 | 0,2377(0,0875) | 0,6038(0,1842) | 0,368 |
| 4 | 46 Estados | Todas* | GINI | —0,2313 | 0,1306(0,0270) | 0,3178(0,1339) | 0,640 |
| 5 | 23 Estados | Todas* | TOP40 | 0,3840 | 0,1622(0,0338) | 0,3721(0,0900) | 0,576 |
| 6 | 23 Estados | Todas* | LOW 40 | 0,3199 | —0,0868(0,0169) | —0,1906(0,0405) | 0,635 |

NOTAS: A variável dependente GINI é o índice de Gini de desigualdade de renda para cada grupo. A variável dependente TOP40 é a parcela de renda dos 40% superiores dos indivíduos com renda; LOW 40 refere-se aos 40% inferiores. Os regressores são LAVED, o logaritmo natural dos anos médios de escolaridade, e GED, o índice de Gini de desigualdade de anos de escolaridade. Essas medidas foram calculadas com base em IBGE (1981, Quadro 5.2).

* Refere-se à junção das ocupações urbanas e rurais, como observações separadas, em uma única regressão. Assim, na regressão 4, isto significa ter 23 "regiões" rurais e mais 23 urbanas. Os erros-padrão estão entre parênteses. Todas as variáveis são significativamente diferentes de zero ao nível de 5%.

TABELA A.6

*Escolaridade média (em anos) e desigualdade na escolaridade: três regiões do Brasil — 1970 e 1980*

| Regiões | Escolaridade média | | Índice de Gini da escolaridade | |
|---|---|---|---|---|
| | 1970 | 1980 | 1970 | 1980 |
| **A — PEA total** | | | | |
| Sudeste | 3,71 | 4,95 | 0,506 | 0,416 |
| Nordeste | 1,52 | 2,50 | 0,787 | 0,691 |
| Fronteira | 2,44 | 3,82 | 0,635 | 0,524 |
| Brasil | 2,98 | 4,19 | 0,598 | 0,499 |
| **B — Ocupações rurais** | | | | |
| Sudeste | 1,74 | 2,45 | 0,585 | 0,492 |
| Nordeste | 0,44 | 0,60 | 0,854 | 0,836 |
| Fronteira | 1,07 | 1,59 | 0,680 | 0,641 |
| Brasil | 1,16 | 1,56 | 0,707 | 0,660 |
| **C — Ocupações urbanas** | | | | |
| Sudeste | 4,76 | 5,61 | 0,428 | 0,374 |
| Nordeste | 3,26 | 4,31 | 0,612 | 0,514 |
| Fronteira | 4,13 | 5,10 | 0,496 | 0,420 |
| Brasil | 4,43 | 5,31 | 0,469 | 0,406 |

NOTAS: Essas medidas, calculadas das Tabulações Avançadas do Censo Demográfico de 1970, Quadro 6, e de IBGE (1981, Quadro 5.2), são aproximações derivadas de dados de intervalo. As regiões estão definidas no Quadro 7.

## Tabela A.7

*Decis de renda para três regiões do Brasil: populações economicamente ativas — 1970 e 1980*

| Decis | Percentagem da renda acumulada | | Percentagem da renda | | Renda média | | Mudança percentual |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1970 | 1980 | 1970 | 1980 | 1970 | 1980 | |
| **A — Sudeste** | | | | | | | |
| 1 | 1,32 | 1,27 | 1,32 | 1,27 | 1.284 | 1.767 | 38 |
| 2 | 3,61 | 3,70 | 2,29 | 2,43 | 2.226 | 3.382 | 52 |
| 3 | 6,63 | 6,77 | 3,02 | 3,07 | 2.938 | 4.280 | 46 |
| 4 | 10,88 | 10,50 | 4,25 | 3,72 | 4.137 | 5.186 | 25 |
| 5 | 16,23 | 15,11 | 5,35 | 4,61 | 5.220 | 6.423 | 23 |
| 6 | 22,11 | 20,85 | 5,88 | 5,75 | 5.734 | 8.002 | 40 |
| 7 | 29,70 | 28,32 | 7,59 | 7,46 | 7.388 | 10.394 | 41 |
| 8 | 40,27 | 38,53 | 10,57 | 10,21 | 10.298 | 14.219 | 38 |
| 9 | 55,36 | 53,90 | 15,09 | 15,37 | 14.719 | 21.396 | 45 |
| 10 | 100,00 | 100,00 | 44,64 | 46,10 | 43.563 | 64.200 | 48 |
| Média | | | | | 9.756 | 13.925 | 43 |
| **B — Nordeste** | | | | | | | |
| 1 | 1,14 | 1,42 | 1,14 | 1,42 | 513 | 1.000 | 95 |
| 2 | 3,61 | 3,72 | 2,48 | 2,31 | 1.113 | 1.630 | 46 |
| 3 | 7,11 | 6,58 | 3,49 | 2,85 | 1.568 | 2.015 | 28 |
| 4 | 11,48 | 10,25 | 4,37 | 3,67 | 1.969 | 2.595 | 32 |
| 5 | 16,65 | 14,82 | 5,17 | 4,57 | 2.310 | 3.227 | 40 |
| 6 | 22,56 | 20,21 | 5,91 | 5,39 | 2.653 | 3.806 | 43 |
| 7 | 29,89 | 26,79 | 7,33 | 6,58 | 3.281 | 4.644 | 42 |
| 8 | 39,14 | 35,86 | 9,25 | 9,07 | 4.137 | 6.408 | 55 |
| 9 | 52,15 | 49,53 | 13,01 | 13,67 | 5.848 | 9.654 | 65 |
| 10 | 100,00 | 100,00 | 47,85 | 50,47 | 21.452 | 35.637 | 66 |
| Média | | | | | 4.478 | 7.062 | 58 |
| **C — Fronteira** | | | | | | | |
| 1 | 2,19 | 1,15 | 2,19 | 1,15 | 1.484 | 1.244 | 16 |
| 2 | 5,52 | 3,57 | 3,33 | 2,42 | 2.254 | 2.617 | 16 |
| 3 | 9,48 | 6,95 | 3,96 | 3,38 | 2.681 | 3.651 | 36 |
| 4 | 14,51 | 10,69 | 5,03 | 3,75 | 3.423 | 4.048 | 18 |
| 5 | 20,60 | 14,59 | 6,09 | 3,89 | 4.137 | 4.206 | 2 |
| 6 | 27,09 | 19,47 | 6,49 | 4,88 | 4.394 | 5.272 | 20 |
| 7 | 35,22 | 26,22 | 8,12 | 6,75 | 5.505 | 7.300 | 33 |
| 8 | 44,57 | 35,71 | 9,36 | 9,49 | 6.333 | 10.256 | 62 |
| 9 | 59,04 | 50,38 | 14,47 | 14,67 | 9.813 | 15.854 | 62 |
| 10 | 100,00 | 100,00 | 40,96 | 49,62 | 27.756 | 53.634 | 93 |
| Média | | | | | 6.790 | 10.808 | 59 |

NOTAS: Os números para 1970 baseiam-se no Quadro 8 das Tabulações Avançadas do Censo Demográfico de 1970. Os métodos para 1970 estão descritos em Denslow, Jr. (1982). Os dados para 1980 são dos Quadros 5.2 e 5.3 de IBGE (1981). Os métodos são os mesmos das tabelas anteriores. Os dados para 1970 e 1980 descrevem membros da PEA com rendas positivas [illegible] recenseadores.

## Tabela A.8

*Decis de renda para ocupações rurais: três regiões do Brasil – 1970 e 1980*

| Decis | Percentagem da renda acumulada 1970 | Percentagem da renda acumulada 1980 | Percentagem da renda 1970 | Percentagem da renda 1980 | Renda média 1970 | Renda média 1980 | Mudança percentual |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **A — Brasil** | | | | | | | |
| 1 | 2,16 | 1,86 | 2,16 | 1,86 | 853 | 1 241 | 45 |
| 2 | 5,69 | 4,61 | 3,53 | 2,74 | 1 392 | 1 826 | 31 |
| 3 | 10,03 | 8,02 | 4,34 | 3,41 | 1 712 | 2 269 | 33 |
| 4 | 15,56 | 12,40 | 5,53 | 4,39 | 2 180 | 2 921 | 34 |
| 5 | 22,21 | 17,65 | 6,65 | 5,24 | 2 623 | 3 491 | 33 |
| 6 | 29,59 | 23,61 | 7,38 | 5,96 | 2 910 | 3 965 | 36 |
| 7 | 38,76 | 30,51 | 9,17 | 6,91 | 3 614 | 4 598 | 27 |
| 8 | 49,82 | 39,48 | 11,06 | 8,97 | 4 360 | 5 968 | 37 |
| 9 | 63,71 | 52,11 | 13,89 | 12,63 | 5 477 | 8 409 | 54 |
| 10 | 100,00 | 100,00 | 36,29 | 47,89 | 14 308 | 31 874 | 123 |
| Média | | | | | 3 943 | 6 656 | 69 |
| **B — Sudeste** | | | | | | | |
| 1 | 2,14 | 1,76 | 2,14 | 1,76 | 1 027 | 1 511 | 47 |
| 2 | 5,77 | 4,36 | 3,63 | 2,60 | 1 740 | 2 235 | 28 |
| 3 | 10,30 | 7,90 | 4,53 | 3,54 | 2 168 | 3 042 | 40 |
| 4 | 15,53 | 12,18 | 5,23 | 4,28 | 2 511 | 3 673 | 46 |
| 5 | 21,43 | 16,94 | 5,90 | 4,76 | 2 824 | 4 092 | 45 |
| 6 | 29,16 | 22,29 | 7,72 | 5,35 | 3 708 | 4 595 | 24 |
| 7 | 38,05 | 28,91 | 8,89 | 6,61 | 4 251 | 5 680 | 33 |
| 8 | 48,54 | 37,52 | 10,49 | 8,61 | 5 021 | 7 400 | 47 |
| 9 | 61,36 | 50,75 | 12,82 | 13,23 | 6 133 | 11 364 | 85 |
| 10 | 100,00 | 100,00 | 38,63 | 49,25 | 18 437 | 42 302 | 129 |
| Média | | | | | 4 793 | 8 589 | 79 |
| **C — Nordeste** | | | | | | | |
| 1 | 1,86 | 2,39 | 1,86 | 2,30 | 513 | 951 | 85 |
| 2 | 5,68 | 5,92 | 3,83 | 3,62 | 1 027 | 1 501 | 46 |
| 3 | 10,93 | 10,30 | 5,25 | 4,38 | 1 426 | 1 815 | 27 |
| 4 | 17,38 | 15,32 | 6,45 | 5,02 | 1 740 | 2 080 | 20 |
| 5 | 24,91 | 21,41 | 7,53 | 6,08 | 2 054 | 2 519 | 23 |
| 6 | 33,43 | 28,66 | 8,52 | 7,25 | 2 310 | 3 004 | 30 |
| 7 | 42,87 | 37,08 | 9,44 | 8,42 | 2 567 | 3 488 | 36 |
| 8 | 53,42 | 46,68 | 10,55 | 9,60 | 2 852 | 3 977 | 39 |
| 9 | 68,13 | 59,24 | 14,71 | 12,56 | 3 993 | 5 200 | 30 |
| 10 | 100,00 | 100,00 | 31,87 | 40,76 | 8 671 | 16 880 | 95 |
| Média | | | | | 2 710 | 4 142 | 53 |
| **D — Fronteira** | | | | | | | |
| 1 | 3,47 | 2,12 | 3,47 | 2,12 | 1 568 | 1 791 | 14 |
| 2 | 8,35 | 5,31 | 4,88 | 3,19 | 2 226 | 2 697 | 21 |
| 3 | 13,95 | 9,40 | 5,60 | 4,09 | 2 539 | 3 463 | 36 |
| 4 | 20,11 | 14,11 | 6,16 | 4,71 | 2 796 | 3 984 | 43 |
| 5 | 27,78 | 19,48 | 7,67 | 5,38 | 3 480 | 4 547 | 31 |
| 6 | 36,82 | 25,91 | 9,04 | 6,43 | 4 107 | 5 439 | 32 |
| 7 | 46,32 | 33,67 | 9,50 | 7,76 | 4 308 | 6 564 | 52 |
| 8 | 57,81 | 43,09 | 11,49 | 9,41 | 5 220 | 7 962 | 53 |
| 9 | 70,98 | 56,23 | 13,17 | 13,14 | 5 990 | 11 116 | 86 |
| 10 | 100,00 | 100,00 | 29,02 | 43,77 | 13 179 | 37 028 | 181 |
| Média | | | | | 4 536 | 8 459 | 86 |

NOTAS: Os dados para 1970 foram baseados no Quadro 8 das Tabulações Avançadas do Censo Demográfico de 1970. Os métodos para 1970 estão descritos em Denslow, Jr. (1982). Os dados para 1980 são dos Quadros 5.2 e 5.3 de IBGE (1981). Os métodos são os mesmos das tabelas anteriores. Os dados para 1970 e 1980 descrevem membros da PEA com renda declarada aos recenseadores.

## Tabela A.9

*Decis de renda para ocupações urbanas: três regiões do Brasil – 1970 e 1980*

| Decis | Percentagem da renda acumulada | | Percentagem da renda | | Renda média | | Mudança percentual |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1970 | 1980 | 1970 | 1980 | 1970 | 1980 | |
| **A — Brasil** | | | | | | | |
| 1 | 1,04 | 1,05 | 1,04 | 1,05 | 1.133 | 1.389 | 22 |
| 2 | 3,19 | 3,01 | 2,14 | 1,96 | 2.333 | 2.582 | 11 |
| 3 | 6,53 | 5,88 | 3,34 | 2,87 | 3.636 | 3.787 | 4 |
| 4 | 10,80 | 9,37 | 4,27 | 3,49 | 4.645 | 4.610 | —1 |
| 5 | 15,81 | 13,81 | 5,01 | 4,44 | 5.453 | 5.864 | 7 |
| 6 | 21,53 | 19,45 | 5,72 | 5,64 | 6.194 | 7.444 | 20 |
| 7 | 29,39 | 26,85 | 7,86 | 7,40 | 8.561 | 9.763 | 14 |
| 8 | 39,97 | 37,10 | 10,59 | 10,25 | 11 522 | 13.530 | 17 |
| 9 | 55,14 | 52,85 | 15,16 | 15,75 | 16.498 | 20.796 | 26 |
| 10 | 100,00 | 100,00 | 44,86 | 47,15 | 48.815 | 62.231 | 27 |
| Média | | | | | 10.881 | 13.199 | 21 |
| **B — Sudeste** | | | | | | | |
| 1 | 1,23 | 1,30 | 1,23 | 1,30 | 1.484 | 1.965 | 32 |
| 2 | 3,63 | 3,84 | 2,40 | 2,54 | 2.882 | 3.845 | 33 |
| 3 | 7,32 | 6,99 | 3,68 | 3,14 | 4.422 | 4.754 | 8 |
| 4 | 11,68 | 10,86 | 4,36 | 3,88 | 5.220 | 5.862 | 12 |
| 5 | 16,43 | 15,64 | 4,75 | 4,78 | 5.677 | 7.222 | 27 |
| 6 | 22,41 | 21,59 | 5,98 | 5,96 | 7.159 | 9.007 | 26 |
| 7 | 30,58 | 29,21 | 8,17 | 7,62 | 9.784 | 11.524 | 18 |
| 8 | 41,00 | 39,65 | 10,42 | 10,43 | 12.495 | 15.779 | 26 |
| 9 | 56,18 | 55,12 | 15,18 | 15,47 | 18.171 | 23.400 | 29 |
| 10 | 100,00 | 100,00 | 43,82 | 44,88 | 52.489 | 67.874 | 29 |
| Média | | | | | 11.967 | 15.123 | 26 |
| **C — Nordeste** | | | | | | | |
| 1 | 0,73 | 1,11 | 0,73 | 1,11 | 513 | 1.060 | 106 |
| 2 | 2,57 | 3,01 | 1,84 | 1,90 | 1.312 | 1.818 | 39 |
| 3 | 5,36 | 5,70 | 2,80 | 2,68 | 1.997 | 2.564 | 28 |
| 4 | 9,06 | 9,27 | 3,70 | 3,57 | 2.653 | 3.412 | 29 |
| 5 | 13,96 | 13,56 | 4,91 | 4,29 | 3.537 | 4.096 | 16 |
| 6 | 19,73 | 19,05 | 5,76 | 5,49 | 4.137 | 5.245 | 27 |
| 7 | 27,12 | 26,22 | 7,39 | 7,17 | 5.306 | 6.853 | 29 |
| 8 | 36,68 | 35,89 | 9,56 | 9,67 | 6.875 | 9.236 | 34 |
| 9 | 51,56 | 51,27 | 14,88 | 15,38 | 10.697 | 14.694 | 37 |
| 10 | 100,00 | 100,00 | 48,43 | 48,73 | 34.773 | 46.552 | 34 |
| Média | | | | | 7.189 | 9.553 | 33 |
| **D — Fronteira** | | | | | | | |
| 1 | 1,44 | 0,82 | 1,44 | 0,82 | 1.341 | 1.014 | —24 |
| 2 | 4,06 | 2,89 | 2,62 | 2,07 | 2.425 | 2.557 | 5 |
| 3 | 7,72 | 5,96 | 3,66 | 3,06 | 3.395 | 3.782 | 11 |
| 4 | 12,21 | 9,70 | 4,49 | 3,74 | 4.165 | 4.613 | 11 |
| 5 | 17,34 | 14,29 | 5,13 | 4,60 | 4.764 | 5.672 | 19 |
| 6 | 23,57 | 19,90 | 6,23 | 5,60 | 5.762 | 6.917 | 20 |
| 7 | 31,27 | 26,81 | 7,70 | 6,91 | 7.131 | 8.528 | 20 |
| 8 | 41,69 | 36,26 | 10,42 | 9,46 | 9.670 | 11.671 | 21 |
| 9 | 56,26 | 51,22 | 14,57 | 14,96 | 13.522 | 18.464 | 37 |
| 10 | 100,00 | 100,00 | 43,74 | 48,78 | 40.565 | 60.196 | 48 |
| Média | | | | | 9.271 | 12 342 | 33 |

NOTAS: Os dados para 1970 foram baseados no Quadro 8 das Tabulações Avançadas do Censo Demográfico de 1970. Os métodos para 1970 estão descritos em Denslow, Jr. (1982). Os dados para 1980 são dos Quadros 5.2 e 5.3 de IBGE (1981). Os métodos são os mesmos das tabelas anteriores. Os dados para 1970 e 1980 descrevem membros da PEA com renda declarada aos [illegible]

## Bibliografia


BONELLI, Regis. *Distribuição de renda: evolução nos anos 70.* Textos para Discussão Interna, 52. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, nov. 1982.

COSTA, Ramonaval Augusto. *Distribuição da renda pessoal no Brasil, 1970.* Rio de Janeiro, IBGE, 1977.

COWELL, Frank, e MEHTA, Fatemah. The estimation and interpolation of inequality measures. *Review of Economic Studies,* pp. 273-90, abr. 1981.

DENSLOW, JR., David. *Income inequality and poverty in Brazil: measures derived from the advance tabulations of the 1980 demographic census.* Mimeo, não publicado, 1982.

FERREIRA, Léo da Rocha. *Desigualdades entre diferentes grupos sócio-econômicos na agricultura do Nordeste.* Textos para Discussão Interna, 33. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, jun. 1981.

FGV. *Conjuntura Econômica,* 35 (12), dez. 1981.

FIELDS, Gary S. Who benefits from economic development: a reexamination of the Brazilian experience. *American Economic Review, 67* (4) :570-82, set. 1977.

FISHLOW, Albert. Brazilian size distribution of income. *American Economic Review, 62*:391-401, maio 1972.

FONSECA, Marcos G. da. Um raio X da distribuição da renda brasileira: uma decomposição do coeficiente de Gini. *Estudos Econômicos,* 1980.

FOX, M. Louise. *Income distribution analysis in Brazil: better numbers and new findings.* Mimeo, não publicado, jan. 1982.

GASTWIRTH, J. L. The estimation of the Lorenz curve and the Gini index. *Review of Economics and Statistics,* pp. 303-16, maio 1972.

HOFFMANN, Rodolfo, e DUARTE, J. C. A distribuição da renda no Brasil. *Revista de Administração de Empresas, 12* (2), mar. 1972.

IBGE. *Censo Demográfico, Brasil — 1970.* Vol. I. Rio de Janeiro, 1973.

———. *Tabulações Avançadas do Censo Demográfico, Brasil — 1980.* Vol. I, Tomo 2. Rio de Janeiro, 1981.

KAKWANI, Nanak C. *Income inequality and poverty: methods of estimation and policy analysis.* Nova York, Oxford University Press, 1980.

KNIGHT, Peter T. Brazilian socioeconomic development: issues for the eighties. *World Development,* 9 (11/12) :1.063-82, dez. 1981.

KNIGHT, Peter T., *et al. Brazil: human resources special report.* World Bank Country Study. Washington, World Bank, out. 1979.

LANGONI, Carlos Geraldo. *Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil.* Rio de Janeiro, Expressão e Cultura, 1973.

LLUCH, Constantino. *On poverty and inequality in Brazil.* Mimeo, não publicado, set. 1981.

MERRICK, Thomas W. *The impact of access to piped water on infant mortality in urban Brazil, 1970 to 1976.* Mimeo, não publicado. World Bank, ago. 1981.

MORLEY, Samuel. *Labor market and inequitable growth: the case of authoritarian capitalism in Brazil.* Londres, Cambridge University Press, 1983.

PFEFFERMANN, Guy, e WEBB, Richard. *The distribution of income in Brazil.* World Bank Staff Working Paper, 356, set. 1979.

———. Poverty and income distribution in Brazil. *Revista Brasileira de Economia,* a sair em 1983.

REZENDE, Gervásio Castro de, e MATA, Milton da. *Crédito agrícola no Brasil.* Mimeo, não publicado. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1981.

ROSSI, José W. O menor da concentração de Gini aplicado a dados de distribuição da renda no Brasil. *Estudos Econômicos,* a sair em 1983.

THEIL, Henri. *Economics and information theory*. Amsterdam, North-Holland, 1967.

THOMAS, Vinod. *Differences in income, nutrition and poverty within Brazil*. World Bank Staff Working Paper, 505, fev. 1982.

TYLER, William G. *Trade policies and industrial incentives in Brazil, 1980-81*. Mimeo, não publicado. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, ago. 1981.

*(Originais recebidos em dezembro de 1982.)*

# A progressividade do IRPF e o seu efeito redistributivo

José W. Rossi *

*Neste estudo estima-se a progressividade do IRPF no Brasil (a nível das regiões fiscais e do País como um todo), em 1980, utilizando-se um novo índice proposto por Kakwani (1976), o qual baseia-se na comparação entre a curva de Lorenz da renda antes dos impostos e a curva de concentração dos impostos devidos. Tal índice tem a vantagem de permitir mostrar claramente que o efeito redistributivo do IRPF é determinado tanto pelo índice de progressividade como pela taxa média do imposto. Os resultados obtidos mostram que, embora as regiões mais ricas tendam a apresentar maior desigualdade na renda antes dos impostos, os seus índices de concentração dos impostos devidos são, em geral, também mais elevados, resultando em índices de progressividade não muito distintos entre as regiões ricas e pobres. Também os índices de desigualdade da renda após impostos não apresentam diferenças discerníveis nesses dois grupos: se as desigualdades da renda antes dos impostos são geralmente maiores nas regiões mais ricas, as suas taxas médias de imposto são também mais elevadas, isto é, o efeito redistributivo do IRPF é maior nessas regiões. De qualquer modo, é pequeno, dentro do universo das declarações do IRPF, o efeito redistributivo deste tributo, o qual ficaria completamente diluído se considerada a PEA do País.*

## 1 — Introdução

Como é sabido, a progressividade de um dado sistema tributário é definida em termos do comportamento da taxa média do imposto ao longo das várias faixas de renda. Mais precisamente, o imposto será progressivo, proporcional ou regressivo conforme a sua taxa média aumente, permaneça constante ou diminua com o crescimento da renda.

* Da COPPE/UFRJ.

Pesq. Plan. Econ. Rio de Janeiro, 13(3) 905 a 920 dez. 1983

Naturalmente, a progressão do imposto variará de um nível de renda para o outro.[1] Desta forma, a progressividade de um dado sistema tributário só poderá ser adequadamente medida com a utilização de um índice capaz de indicar o quanto, em média, tal progressão afasta-se da proporcionalidade ao longo da escala da renda. Recentemente proposto por Kakwani (1976), um índice desse tipo, que parece reunir propriedades apropriadas, é aqui discutido e aplicado a dados do imposto de renda das pessoas físicas (IRPF) no Brasil em 1980.

O índice de Kakwani, conforme veremos na próxima seção, permite mostrar de modo inequívoco que a redistribuição da renda causada pelo imposto é influenciada tanto pela sua progressividade, por aquele índice indicada, como pela taxa média do imposto. Aliás, as elasticidades do índice de Gini da renda após impostos com relação a esses dois fatores poderá ser facilmente avaliada, como veremos. Na seção que se segue tratamos desses aspectos em detalhes. Na Seção 3 apresentamos uma aplicação aos dados do IRPF. Finalmente, na Seção 4 oferecemos algumas considerações de caráter geral.

## 2 — Sobre a progressividade de um imposto

Um primeiro índice para medir a progressividade de um sistema tributário foi proposto por Musgrave e Thin (1948) como a diferença entre o índice de Gini da renda antes dos impostos ($G$) e o índice de Gini da renda após impostos ($G^*$). Se denominarmos tal índice por $MT = G - G^*$, temos que o sistema seria progressivo, regressivo ou proporcional conforme $MT$ seja maior, menor ou igual a zero.

Talvez por ser de fácil compreensão e aplicação, o índice $MT$ tem sido amplamente utilizado. Entretanto, como bem argumentado por Kakwani (1976), tal índice não permite uma avaliação adequada do grau de progressividade de um imposto, já que mede

[1] Para uma discussão sobre várias medidas de progressão, ver Kakwani (1980).

tão-somente o seu efeito redistributivo, que, aliás, é função tanto do grau de progressividade como da carga tributária média, conforme veremos adiante.

Em vista das limitações do índice de Musgrave e Thin, Kakwani (1976) propôs recentemente um novo índice para medir a progressividade de um imposto, que, além de outras propriedades atrativas [cf. Kakwani (1976) ou Rossi (1982*a*)], satisfaz os seguintes axiomas básicos [cf. Kakwani (1980)]: a) uma taxa média de imposto que seja crescente (decrescente) ao longo da escala da renda resultará num sistema progressivo (regressivo); e b) o grau de progressividade não ficará afetado se o imposto devido de cada indivíduo for aumentado (diminuído) na mesma proporção.

É fácil verificar que o índice $MT$ não satisfaz este último axioma. Por exemplo, se a taxa de imposto dobrar para cada indivíduo, então, de acordo com a expressão (3), adiante, o índice de Gini da renda após impostos ($G^*$) diminuiria. Admitindo que não se modifique a distribuição da renda antes dos impostos (isto é, $G$ permaneça inalterado), então $MT$ aumentaria. Este resultado certamente não faz sentido, pois a progressão permanece claramente a mesma, já que não houve qualquer desvio da proporcionalidade.

O índice proposto por Kakwani é obtido com base nas considerações a seguir. Seja, inicialmente, $x$ a renda individual antes dos impostos. Chamemos, em seguida, $F(x)$ a freqüência acumulada das pessoas com rendas até o nível $x$, quando tais pessoas são classificadas desde as mais pobres até as mais ricas. Se, agora, $F_1(x)$ representar a correspondente freqüência acumulada das rendas recebidas por essas pessoas, então é sabido que da relação entre $F(x)$ e $F_1(x)$ obtém-se a curva de Lorenz para a distribuição da renda, $x$, da qual é derivado o índice de Gini como 1 menos duas vezes a área sob tal curva. Considere-se, agora, $F_1(T(x))$ como sendo a freqüência acumulada dos impostos devidos pelos indivíduos com renda até o nível $x$. Da relação entre $F(x)$ e $F_1(T(x))$ temos, então, a chamada curva de concentração dos impostos [cf. Kakwani (1976) ou, ainda, Rossi (1982*a*)], cujo índice de concentração seria, de modo análogo ao caso da curva de Lorenz, 1 menos duas vezes a área sob a curva de concentração $F_1(T(x))$.

Naturalmente, a localização da curva $F_1(T(x))$ *vis-à-vis* a curva $F_1(x)$ dependerá do grau de progressividade do imposto ou, equiva-

lentemente, da elasticidade da função do imposto $T(x)$, com relação à renda $x$. É claro que, se essa elasticidade for unitária ao longo das várias faixas de renda (isto é, se o imposto for proporcional), então $F_1(x)$ e $F_1(T(x))$ coincidirão. Assim, a distância entre essas curvas será tanto maior quanto mais a elasticidade do imposto se afastar da unidade (isto é, quanto mais o imposto se afastar da proporcionalidade). Deste modo, um índice apropriado para medir a progressividade poderá ser obtido da comparação entre a curva de Lorenz da renda antes dos impostos, $x$, e a curva de concentração dos impostos devidos, $T(x)$. Mais precisamente, se $C$ é o índice de concentração para a distribuição de $T(x)$ e $G$ é o índice de Gini para a distribuição de $x$, segue-se que o índice de progressividade apropriado seria: [2]

$$P = C - G \tag{1}$$

que é duas vezes a área entre a curva de Lorenz e a curva de concentração. Logo, se $P$ for positivo, zero ou negativo, o imposto será progressivo, proporcional ou regressivo. Do exposto, fica claro então que, se as taxas médias dos impostos dobrarem para todos os indivíduos, o índice $C$ permanecerá inalterado, pois a curva de concentração para $T(x)$ continuará na mesma posição e, por conseguinte, $P$ ficará também inalterado, vale dizer, o índice satisfaz o axioma "b".

Para determinar o papel do índice $P$ na redistribuição da renda, considere-se inicialmente que a renda após impostos, para um indivíduo, seja:

$$d(x) = x - T(x) \tag{2}$$

[2] Um índice alternativo nessa mesma linha foi desenvolvido independentemente por Suits (1977), que, como demonstrado por Formby, Seaks e Smith (1981), é simplesmente o índice de Kakwani ponderado pela inclinação da curva de Lorenz nos diversos pontos da renda $x$. Naturalmente, o índice de Suits também satisfaz o axioma "b" anterior. Entretanto, quando a distribuição da renda antes dos impostos variar, os dois índices poderão fornecer resultados conflitantes quanto ao *ranking* dos níveis da progressividade [cf. Formby, Seaks e Smith (1981)].

Como $d(x)$ é, em geral, uma função crescente de $x$, já que a taxa marginal do imposto é estritamente menor que a unidade para todos os níveis da renda, então desta relação demonstra-se facilmente [*e. g.*, Kakwani (1976) ou Rossi (1982*a*)] que:

$$G^* = G - \frac{P.t}{(1-t)} \qquad (3)$$

onde $t$ é a taxa média do imposto. Por esta equação fica claro agora que a redistribuição da renda é influenciada tanto pelo índice $P$ como pela taxa $t$. Neste contexto, aliás, é fácil verificar que [cf. Kakwani (1976)] as elasticidades do índice de Gini da renda após impostos com relação a $P$ e $t$ são, respectivamente:

$$E_t = -P.t/(1-t)^2 G^* \qquad (4)$$

e:

$$E_p = -P.t/(1-t)\, G^* \qquad (5)$$

Destas relações verifica-se, pois, ser a redistribuição da renda mais sensível à taxa média do imposto do que à sua progressividade, isto é, a razão $E_t/E_p$ é maior que 1.

Ainda de (3) podemos decompor a variação percentual do índice de Gini da renda após impostos, entre dois períodos quaisquer, nos seguintes termos [cf. Kakwani (1976)]:

$$\frac{dG^*}{G^*} = \frac{G}{G^*}\frac{dG}{G} + E_p\frac{dP}{P} + E_t\frac{dt}{t} \qquad (6)$$

Esta decomposição não será, entretanto, aplicada aqui — já que não estaremos comparando os índices entre dois períodos —, mas a sua validade poderá ser atestada numa aplicação do autor [cf. Rossi (1982*a*)] com dados do IRPF no Brasil entre 1975 e 1977.

As várias medidas acima discutidas são aplicadas em seguida aos dados do IRPF em 1980, tanto a nível de Brasil como das 10 regiões fiscais em que são classificadas as informações.

## 3 — Aplicação

Os dados do IRPF que servem de base para esta análise são classificados segundo 14 faixas de rendimento bruto, havendo informações sobre o número de declarações, total dos rendimentos e total dos impostos devidos, em cada faixa. Referentes a estes dados, as curvas de Lorenz da renda antes dos impostos (isto é, rendimento bruto) e da renda após impostos (isto é, rendimento bruto menos impostos devidos) e a curva de concentração para os impostos devidos são mostradas no gráfico a seguir. Dessas curvas observa-se que, apesar de bastante pronunciada a concentração dos impostos, a sua contribuição para uma melhor distribuição da renda é bem reduzida, porque, como já vimos, a redistribuição da renda depende também da taxa média do imposto, que é aqui muito pequena. Nesse sentido, aliás, é fácil perceber que, se apenas um contribuinte paga imposto, mesmo que reduzido, então a concentração dos impostos seria um máximo (isto é, o índice de concentração $C$ seria 1), mas a redução na desigualdade da renda seria nula.

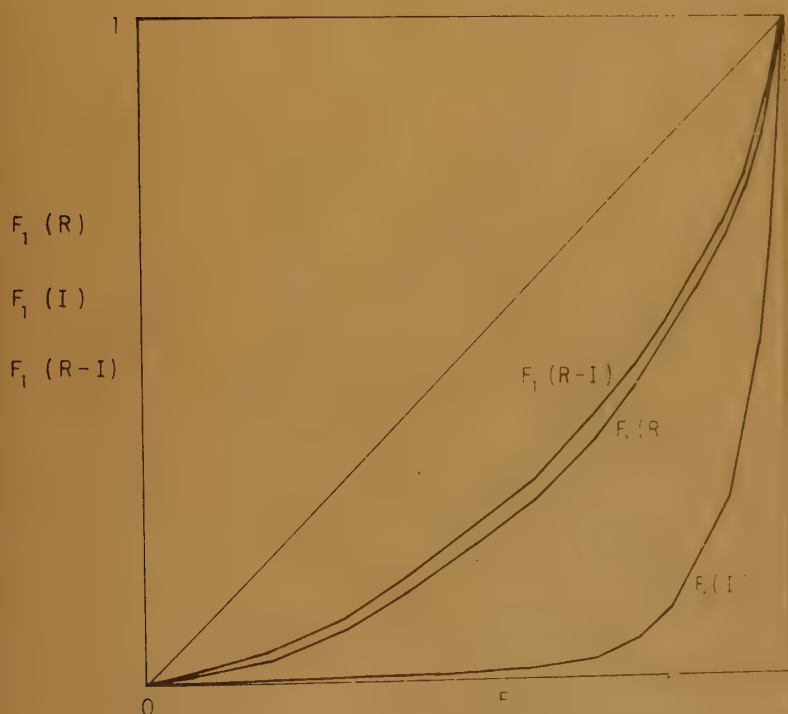
Para efeito de cálculo do índice de Gini ($G$ e $G^*$) e do índice de concentração ($C$), adotamos a forma funcional proposta por Kakwani e Podder (1976),[3] que se baseia num sistema de novas coordenadas no diagrama de Lorenz.[4] Mais especificamente, a função é do tipo:[5]

$$\eta = a\,\pi^{\alpha}(\sqrt{2} - \pi)^{\beta} \qquad (7)$$

[3] Ver, alternativamente, Rossi (1982*b*).

[4] Naturalmente, o índice de Gini (e de concentração) poderia ser também calculado sem recorrermos a qualquer especificação para a correspondente curva de Lorenz (e de concentração), pois bastaria utilizarmos o método tradicional que calcula áreas sob a curva com base na conexão em linha reta entre os pontos. A especificação de uma forma funcional, entretanto, facilita a tarefa do cálculo de tal área.

[5] A razão dessas especificações para $\eta$ e $\pi$ são mostradas em Kakwani (1980) ou Rossi (1982*a* e 1982*b*).

## CURVAS DE LORENZ DAS RENDAS (ANTES DOS IMPOSTOS E APÓS IMPOSTOS) E CURVA DE CONCENTRAÇÃO DOS IMPOSTOS – BRASIL, 1980

F = freqüência acumulada do número de declarações

$F_1$ (R) = freqüência acumulada do rendimento bruto

$F_1$ (I) = freqüência acumulada do imposto devido

$F_1$ (R – I) = freqüência acumulada do rendimento bruto menos imposto devido

onde $u = [F(x) - F_1(x)] \sqrt{2}$ e $\pi = [F(x) + F_1(x)] \sqrt{2}$ e cujo índice de Gini é dado por:

$$G = 2\, a \int_0^{\sqrt{2}} \pi^{\alpha} (\sqrt{2} - \pi)^{\beta}$$

$$= 2\, a^{1+\alpha+\beta}\, B(1 + \alpha;\, 1 + \beta) \qquad (8)$$

onde $B$ representa a distribuição beta.[6] Obviamente, para o caso da concentração dos impostos basta substituir, em (7), $F_1(x)$ por $F_1(T(x))$.

O ajustamento da função em (7) aos dados do IRPF, tanto a nível de Brasil como das diversas regiões fiscais, permitiu a obtenção dos resultados mostrados na tabela a seguir. O conjunto das três primeiras equações para cada região, e também o Brasil, refere-se ao caso onde os dados incluem a primeira faixa de rendimento bruto (até Cr$ 146.000,00 anuais), que, por ser isenta de qualquer imposto, foi eliminada no conjunto das três outras equações (4 a 6) para testarmos a sensibilidade dos vários índices calculados. Note-se, em primeiro lugar, que são, em geral, muito bons os ajustamentos obtidos, com o coeficiente de determinação ($R^2$) sempre acima de 0,99.

Quanto aos níveis dos índices encontrados, cabem as observações a seguir. Inicialmente, deve ser ressaltado que é bem menor a desigualdade da renda (antes dos impostos) desses dados do que aquela encontrada com os dados do Censo de 1980, que situam o índice de Gini próximo de 0,60 [cf. Rossi (1982*b*)]. Esses resultados já eram aliás esperados, pois o universo das declarações (em torno de 7 milhões de unidades), representando cerca de 1/6 da população economicamente ativa (PEA) do Brasil (mesmo se considerarmos que muitas das declarações sejam do tipo conjunto, isto é, com marido e esposa na mesma declaração), exclui uma parcela apreciável da população de baixa renda, além dos problemas conhecidos com as

[6] Para uma prova deste último resultado, ver Kakwani (1980) ou Rossi (1982*a*).

subdeclarações nas faixas de renda mais elevadas (freqüentemente permitidas pela própria legislação fiscal em vigor).[7]

Como se pode observar na tabela, a exclusão da primeira faixa de renda (sem imposto) contribui sempre, como era esperado, para uma redução na desigualdade da renda antes dos impostos, e não são grandes as variações nos índices dentro de cada uma dessas categorias: enquanto, com a primeira faixa, os índices variam de um mínimo de 0,42 (2.ª região) a um máximo de 0,46 (1.ª região), com a sua exclusão o mínimo passa a ser 0,37 (5.ª região) e o máximo 0,43 (1.ª região). De qualquer modo, há uma ligeira tendência para as regiões mais ricas (da 6.ª à 10.ª) apresentarem índices um pouco maiores que os das demais regiões.

Com referência aos índices de concentração dos impostos, os seus níveis estão quase sempre em torno de 0,85, à exceção da 5.ª região, que tem valor próximo de 0,72. Aqui também há uma tendência de as regiões mais ricas (da 6.ª à 10.ª) apresentarem os maiores valores. A combinação deste último resultado com aquele apresentado no final do parágrafo anterior faz, aliás, com que os índices de progressividade dos dois grupos de regiões não apresentem diferenças discerníveis. Também os índices de Gini das rendas após impostos ($G^*$) não apresentam diferenças discerníveis entre esses dois grupos de regiões, basicamente porque, por um lado, se o índice de desigualdade da renda antes dos impostos ($G$) é, em geral, maior entre as regiões ricas, por outro, a carga média dos impostos ($t$) destas regiões é também geralmente maior — ver a equação (3).[8] Com relação a este índice $G^*$, mostramos na tabela os seus valores produzidos tanto através da expressão (3) como diretamente por meio da curva de Lorenz da renda disponível (isto é, rendimento bruto menos imposto); a proximidade entre esses valores serve aqui como um teste sobre a adequação do uso da relação dada em (3).

7 De acordo com Serra (1981), cerca de 57% das rendas das pessoas com rendimento em torno de 100 salários mínimos mensais (SM) eram não-tributáveis pelo IRPF em 1979; essa percentagem aumentava para 65 e 77% em relação às pessoas com 200 SM e mais de 300 SM, respectivamente.

8 Isto, obviamente, equivale a dizer que será maior o efeito redistributivo do IRPF nas regiões mais ricas.

*Parâmetros estimados para a curva de concentração da renda e efeito redistributivo do IRPF no Brasil — 1980*

| Regiões | Parâmetros | | | | Índices de concentração | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | $a$ | $\alpha$ | $\beta$ | $R^2$ | $G$ | $C$ | $P$ | $t$ | $G^*$ | $G^{*\prime}$ | $E_t$ | $E_p$ |
| 1.ª | 1) 0,4493 | 0,9333 | 0,9207 | 0,9997 | 0,457 | 0,863 | 0,407 | 0,073 | 0,422 | 0,424 | -0,082 | 0,076 |
| | 2) 1,0086 | 1,1135 | 1,1103 | 0,9955 | | | | | | | | |
| | 3) 0,4059 | 0,8943 | 0,9072 | 0,9998 | | | | | | | | |
| | 4) 0,4269 | 1,0455 | 0,9215 | 0,9999 | 0,430 | 0,820 | 0,418 | 0,075 | 0,371 | 0,377 | -0,096 | 0,088 |
| | 5) 0,9685 | 1,0903 | 1,0981 | 0,9961 | | | | | | | | |
| | 6) 0,3802 | 1,0080 | 0,9059 | 0,9999 | | | | | | | | |
| 2.ª | 1) 0,3968 | 0,9135 | 0,8627 | 0,9986 | 0,420 | 0,860 | 0,440 | 0,065 | 0,389 | 0,389 | -0,085 | -0,079 |
| | 2) 1,0110 | 1,1378 | 1,1413 | 0,9958 | | | | | | | | |
| | 3) 0,3564 | 0,8748 | 0,8430 | 0,9993 | | | | | | | | |
| | 4) 0,3903 | 1,0291 | 0,8725 | 0,9995 | 0,388 | 0,854 | 0,567 | 0,069 | 0,354 | 0,354 | -0,104 | -0,097 |
| | 5) 1,0297 | 1,1379 | 1,1385 | 0,9958 | | | | | | | | |
| | 6) 0,3462 | 0,9879 | 0,8494 | 0,9998 | | | | | | | | |
| 3.ª | 1) 0,4185 | 0,9051 | 0,9139 | 0,9992 | 0,431 | 0,845 | 0,414 | 0,062 | 0,393 | 0,404 | -0,074 | 0,069 |
| | 2) 0,9717 | 1,0911 | 1,0826 | 0,9964 | | | | | | | | |
| | 3) 0,3661 | 0,8486 | 0,8931 | 0,9987 | | | | | | | | |
| | 4) 0,3974 | 1,0502 | 0,9162 | 0,9998 | 0,381 | 0,832 | 0,451 | 0,063 | 0,349 | 0,351 | -0,092 | -0,086 |
| | 5) 0,9412 | 1,0733 | 1,0744 | 0,9968 | | | | | | | | |
| | 6) 0,3535 | 1,0115 | 0,9010 | 0,9999 | | | | | | | | |
| 4.ª | 1) 0,4331 | 0,9325 | 0,9167 | 0,9990 | 0,439 | 0,853 | 0,415 | 0,066 | 0,408 | 0,410 | -0,076 | -0,071 |
| | 2) 1,0151 | 1,1185 | 1,1141 | 0,9954 | | | | | | | | |
| | 3) 0,3928 | 0,8965 | 0,9081 | 0,9994 | | | | | | | | |
| | 4) 0,4153 | 1,0657 | 0,9199 | 0,9996 | 0,396 | 0,838 | 0,443 | 0,067 | 0,362 | 0,364 | 0,093 | -0,087 |
| | 5) 0,9830 | 1,1012 | 1,1034 | 0,9958 | | | | | | | | |
| | 6) 0,3674 | 1,0147 | 0,8984 | 0,9998 | | | | | | | | |
| 5.ª | 1) 0,4194 | 0,9065 | 0,9154 | 0,9992 | 0,421 | 0,715 | 0,286 | 0,062 | 0,395 | 0,402 | -0,050 | -0,047 |
| | 2) 0,9728 | 1,0919 | 1,0836 | 0,9964 | | | | | | | | |
| | 3) 0,3784 | 0,8646 | 0,9020 | 0,9996 | | | | | | | | |
| | 4) 0,3928 | 1,0410 | 0,9054 | 0,9998 | 0,367 | 0,720 | 0,353 | 0,063 | 0,351 | 0,343 | -0,073 | -0,069 |
| | 5) 0,9394 | 1,0718 | 1,0721 | 0,9968 | | | | | | | | |
| | 6) 0,3517 | 1,0076 | 0,8963 | 0,9995 | | | | | | | | |
| 6.ª | 1) 0,4267 | 0,9469 | 0,9109 | 0,9990 | 0,434 | 0,816 | 0,382 | 0,064 | 0,400 | 0,409 | -0,073 | -0,069 |
| | 2) 0,9867 | 1,1287 | 1,1225 | 0,9954 | | | | | | | | |

| | | | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 4)0,4126 | 1,0706 | 0,9139 | 0,9996 | 0,390 | 0,837 | 0,448 | 0,065 | 0,361 | 0,358 | -0,094 | -0,088 |
| | 5)0,9942 | 1,1153 | 1,1136 | 0,9956 | | | | | | | | |
| | 6)0,3682 | 1,0345 | 0,9026 | 0,9999 | | | | | | | | |
| 7.ª | 1)0,4520 | 0,9574 | 0,9081 | 0,9985 | 0,454 | 0,868 | 0,414 | 0,087 | 0,413 | 0,414 | —0,105 | —0,096 |
| | 2)1,0524 | 1,1384 | 1,1434 | 0,9949 | | | | | | | | |
| | 3)0,4013 | 0,9203 | 0,8957 | 0,9991 | | | | | | | | |
| | 4)0,4486 | 1,0757 | 0,9195 | 0,9996 | 0,424 | 0,852 | 0,428 | 0,088 | 0,383 | 0,386 | —0,118 | —0,108 |
| | 5)1,0361 | 1,1364 | 1,1388 | 0,9995 | | | | | | | | |
| | 6)0,3930 | 1,0387 | 0,9040 | 0,9998 | | | | | | | | |
| 8.ª | 1)0,4663 | 1,0039 | 0,9428 | 0,9957 | 0,452 | 0,882 | 0,430 | 0,074 | 0,414 | 0,417 | —0,089 | —0,083 |
| | 2)1,1037 | 1,1668 | 1,1726 | 0,9950 | | | | | | | | |
| | 3)0,4218 | 0,9750 | 0,9392 | 0,9962 | | | | | | | | |
| | 4)0,4391 | 1,1102 | 0,9160 | 0,9993 | 0,411 | 0,871 | 0,460 | 0,076 | 0,371 | 0,374 | —0,109 | —0,101 |
| | 5)1,0712 | 1,1542 | 1,1514 | 0,9941 | | | | | | | | |
| | 6)0,3857 | 1,0680 | 0,8984 | 0,9997 | | | | | | | | |
| 9.ª | 1)0,4403 | 0,9450 | 0,9166 | 0,9992 | 0,445 | 0,872 | 0,428 | 0,066 | 0,412 | 0,414 | —0,076 | —0,071 |
| | 2)1,0426 | 1,1316 | 1,1214 | 0,9949 | | | | | | | | |
| | 3)0,4003 | 0,9088 | 0,9071 | 0,9995 | | | | | | | | |
| | 4)0,4171 | 1,0859 | 0,9199 | 0,9996 | 0,393 | 0,853 | 0,460 | 0,068 | 0,361 | 0,359 | —0,101 | —0,094 |
| | 5)1,0057 | 1,1114 | 1,1101 | 0,9956 | | | | | | | | |
| | 6)0,3737 | 1,0512 | 0,9105 | 0,9998 | | | | | | | | |
| 10.ª | 1)0,4402 | 0,9604 | 0,9113 | 0,9988 | 0,442 | 0,864 | 0,422 | 0,072 | 0,406 | 0,407 | —0,086 | —0,080 |
| | 2)1,0416 | 1,1323 | 1,1273 | 0,9950 | | | | | | | | |
| | 3)0,3953 | 0,9233 | 0,8997 | 0,9993 | | | | | | | | |
| | 4)0,4215 | 1,0785 | 0,9145 | 0,9996 | 0,401 | 0,852 | 0,451 | 0,073 | 0,366 | 0,365 | —0,105 | —0,097 |
| | 5)1,0117 | 1,1172 | 1,1171 | 0,9953 | | | | | | | | |
| | 6)0,3823 | 1,0567 | 0,9167 | 0,9995 | | | | | | | | |
| Brasil | 1)0,4420 | 0,9566 | 0,9056 | 0,9987 | 0,448 | 0,866 | 0,418 | 0,074 | 0,409 | 0,415 | —0,080 | —0,075 |
| | 2)1,0650 | 1,1460 | 1,1438 | 0,9946 | | | | | | | | |
| | 3)0,3978 | 0,9185 | 0,8912 | 0,9993 | | | | | | | | |
| | 4)0,4361 | 1,0443 | 0,9258 | 0,9995 | 0,409 | 0,866 | 0,458 | 0,075 | 0,374 | 0,371 | —0,099 | —0,091 |
| | 5)1,0405 | 1,1368 | 1,1358 | 0,9947 | | | | | | | | |
| | 6)0,3811 | 1,0456 | 0,8992 | 0,9993 | | | | | | | | |

NOTAS: a — Os parâmetros das equações de 1 a 3 referem-se à equação de Lorenz em (7), no texto, para as curvas de concentração da renda antes dos impostos devidos e da renda após impostos, respectivamente, quando incluímos a 1.ª faixa de renda; as equações de 4 a 6 são os parâmetros correspondentes sem a 1.ª faixa de renda.

b — Índices: $G$ = índice de Gini da renda antes dos impostos; $C$ = índice de concentração dos impostos; $P$ = índice de progressividade; $G^*$ e $G$ [illegible] índices de Gini da renda [illegible] impostos calculados pela expressão [illegible], no texto, e diretamente dos dados da renda disponível, respectivamente; [illegible] média do imposto; $E_t$ e $E_p$ = elasticidades de $G^*$ com relação a $t$ e $p$.

c — As regiões são: 1.ª = DF, GO, MT, MS e Ext.; 2.ª = AC, AM, PA, AP, RO e RR; 3.ª = MA, PI e CE; 4.ª = RN, PB, PE e AL; 5.ª = BA e SE; 6.ª = MG; 7.ª = RJ e ES; 8.ª = SP; 9.ª = PR e SC; 10.ª = RS.

Quanto ao papel redistributivo do IRPF, cabe aqui observar que, apesar do elevado nível do índice de progressividade deste imposto, ele contribui, na verdade, muito pouco para uma melhor distribuição da renda, pois os efeitos do índice sobre a eqüidade são, em grande parte, anulados pela baixa taxa média do imposto, que representa o outro fator na equação da redistribuição dada em (3). Neste sentido, note-se, aliás, que as elasticidades do índice de Gini da renda após impostos com relação à taxa média $t$ são (ver tabela) sempre maiores, em valor absoluto, do que as elasticidades desse índice com relação a $P$.

## 4 — Considerações finais

Na seção anterior utilizamos apenas o índice de Gini como medida de concentração da renda. A adoção de outros índices, entretanto, não deverá alterar as nossas conclusões básicas, levando em conta a recente evidência empírica produzida por Tachibanaki (1981), com dados de renda de 10 países da Organização para a Cooperação Econômica e Desenvolvimento (OCED). Naquele estudo o coeficiente de redistribuição da renda (definido como a diferença entre o índice de desigualdade da renda antes dos impostos e o índice de desigualdade da renda após impostos, dividida pelo primeiro desses índices) foi calculado com base em várias medidas de concentração conhecidas. Em seguida, obteve-se o coeficiente de correlação por postos entre o coeficiente de redistribuição estimado com o índice de Gini e este mesmo coeficiente calculado com cada um dos outros índices, obtendo-se os seguintes resultados:[9] Atkinson ($\xi = 0,5$): 0,970; Atkinson ($\xi = 1,5$): 0,948; Champernowne: 0,973; Kuznets: 0,927; Theil: 0,982; e variância dos logaritmos: 0,906 — isto é, parece haver uma razoável concordância, entre os diversos índices, quanto à direção da redistribuição da renda.

Também de interesse seria uma comparação entre os índices obtidos neste estudo com aqueles que prevaleceriam para outros países

[9] Para uma discussão sobre esses índices, ver, por exemplo, Rossi (1982*a*).

de diversos níveis de desenvolvimento. Como só dispomos de estimações, semelhantes às aqui efetuadas, para quatro países desenvolvidos (Austrália, Canadá, Reino Unido e Estados Unidos),[10] realizaremos apenas uma comparação limitada. Desnecessário dizer que comparações dessa natureza devem ser interpretadas com bastante cautela, devido a diferenças quanto: a) à cobertura dos dados; b) à própria definição da renda; c) à unidade recipiente da renda (isto é, indivíduo ou família); etc.[11] Com essas observações em mente, temos que, enquanto o índice de Gini para dados do IRPF na Austrália, Canadá e Reino Unido é de 0,35 e nos Estados Unidos de 0,40 [cf. Kakwani (1976)], entre nós ele situa-se em torno de 0,45, isto é, as diferenças não seriam apreciáveis se a cobertura dos dados fosse semelhante nos vários países. Por outro lado, o índice de progressividade do IRPF desses países fica bem abaixo do nosso (*e. g.*, Estados Unidos = 0,16, Austrália e Canadá = 0,20, Reino Unido = 0,28, contra 0,43 entre nós). Como, porém, a taxa média de impostos naqueles países é bem maior que a do Brasil (*e. g.*, Canadá = 0,12, Austrália, Reino Unido e Estados Unidos = 0,15, contra 0,07 aqui), a redistribuição da renda causada por esse imposto naqueles países é de dimensões semelhantes à que prevalece entre nós. É claro que esta conclusão precisa ser qualificada, pois a população do IRPF nesses países certamente seria uma fração muito maior da PEA do que no Brasil, que é apenas cerca de 1/6. Assim, a redistribuição da renda obtida pelo IRPF nesses países seria muito mais significativa do que a do Brasil. Ressalte-se neste particular que, enquanto o índice de Gini da renda da PEA naqueles países fica entre 0,30 e 0,40 [cf. Jain (1975)], aqui ele aproxima-se de 0,60 [cf. Rossi (1982*b*)].

Para concluir, devemos reconhecer que mais importante do que estimar o efeito do IRPF sobre a distribuição da renda seria a avaliação dos efeitos do sistema tributário como um todo (isto é, impostos diretos mais impostos indiretos). A execução de tal tarefa seria, entretanto, bastante difícil, em vista do fato de exigir dados

10 Os índices fornecidos aqui para esses países provêm de Kakwani (1976).

11 Sobre esta questão, ver Sawyer (1976).

que não são facilmente disponíveis. De qualquer modo, algumas estimativas preliminares nessa área já foram realizadas recentemente [cf. Serra (1981)] por pesquisadores da Faculdade de Economia de São Paulo, revelando ser regressivo o sistema tributário no País — isto é, os impostos contribuem para agravar a distribuição da renda.

## Bibliografia


FORMBY, J. P., SEAKS, T. G., e SMITH, W. J. A comparison of two new measures of tax progressivity. *The Economic Journal, 91*:1.015-9, dez. 1981.

JAIN, S. *Size distribution of income: a compilation of data*. A World Bank Research Publication. Washington, D. C., 1975.

KAKWANI, N. C. Measurement of tax progressivity: an international comparison. *The Economic Journal, 87*:71-80, mar. 1976.

———. *Income inequality and poverty*. A World Bank Research Publication. Washington, D. C., 1980.

KAKWANI, N. C., e PODDER, N. C. Efficient estimation of the Lorenz curve and associated inequality measures from grouped observations. *Econometrica, 44* (1) :137-48, jan. 1976.

MUSGRAVE, R. A., e THIN, T. Income tax progression 1929-48. *Journal of Political Economy, 56*:498-514, dez. 1948.

ROSSI, J. W. *Índices de desigualdade de renda e medidas de concentração industrial: aplicação a casos brasileiros*. Rio de Janeiro, Zahar, 1982*a*.

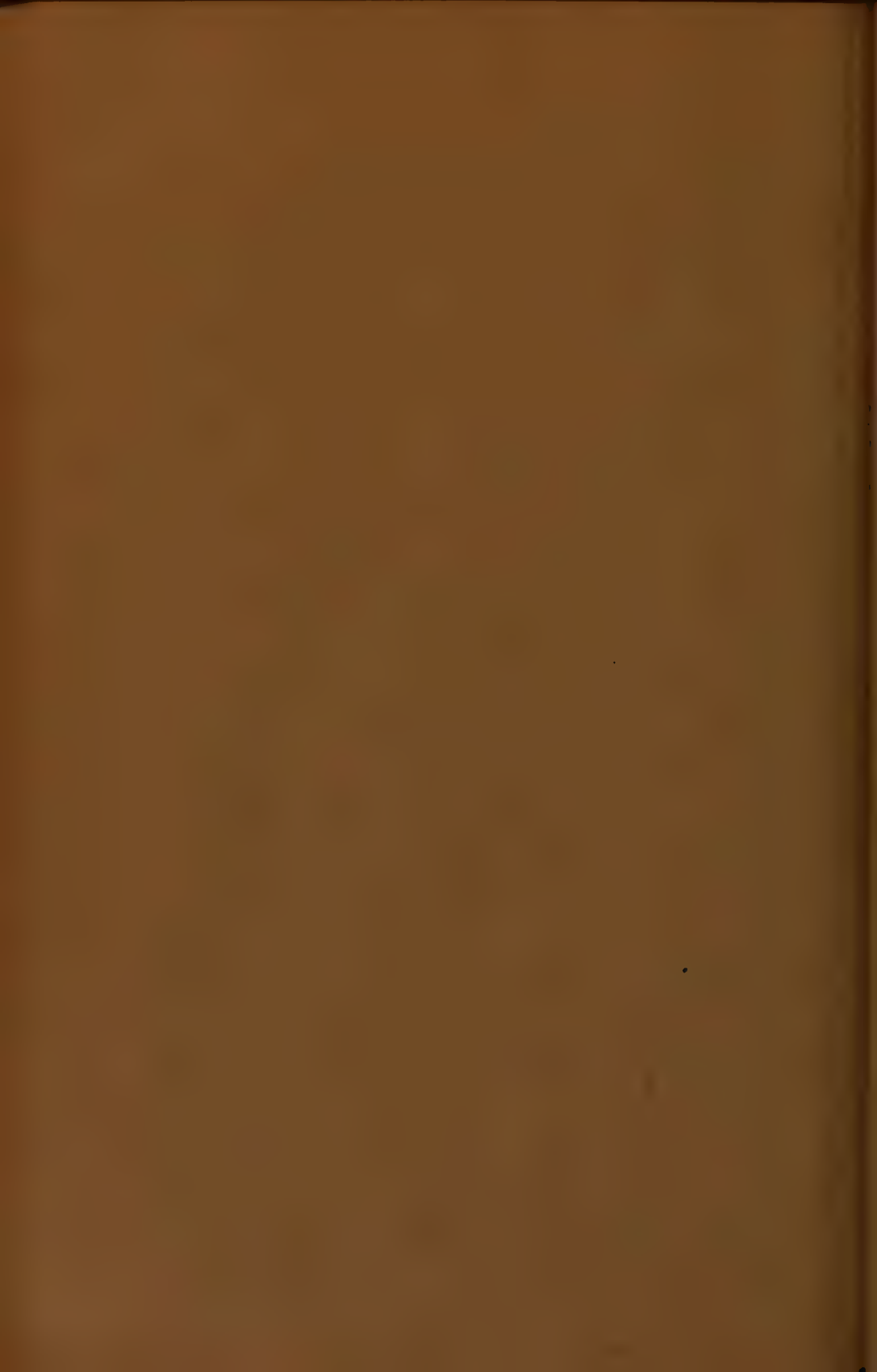
———. O desempenho de duas funções de Lorenz com dados de renda do Brasil. *Revista Brasileira de Economia, 36* (3) :247-58, jul./set. 1982*b*.

SAWYER, M. *Income distribution in OECD countries*. Occasional Papers. OECD Economic Outlook, jul. 1976.

SERRA, J. A desigualdade tributária. *Folha de São Paulo*, 8 de abril de 1981.

SUITS, D. Measurement of tax progressivity. *American Economic Review*, 67:747-52, set. 1977.

TACHIBANAKI, T. A note on the impact of tax on income redistribution. *The Review of Income and Wealth*, Series 27 (3) :327-32, set. 1981.

*(Originais recebidos em junho de 1983.)*

# O problema da agregação de capital: uma crítica ao modelo de inovações induzidas de Hayami e Ruttan *

Fernando Maida Dall'Acqua **

*O artigo analisa o modelo de inovações induzidas de Hayami e Ruttan a partir das contribuições oriundas da Controvérsia do Capital. Mostra que, em uma economia de dois setores — agricultura e indústria —, é ilegítimo argumentar que novas tecnologias são geradas em resposta às mudanças nos preços dos fatores para aliviar os condicionantes de crescimento impostos pelas ofertas inelásticas da terra e do trabalho, como fazem Hayami e Ruttan. O modelo de inovações induzidas só é internamente consistente para a economia de um setor, mas, neste caso, fica exposto às críticas do próprio Ruttan.*

## 1 — Introdução

As inter-relações entre fatores técnicos, de mercado e institucionais é uma das temáticas clássicas nas análises de desenvolvimento agrícola. Dentro da teoria neoclássica, o modelo de inovações induzidas de Hayami e Ruttan (1971) emergiu recentemente como um novo consenso. Sua ênfase está na mudança técnica como o elemento dinâmico do desenvolvimento. Sob as lentes neoclássicas de trocas competitivas em um ambiente institucional com mercados autoreguladores e harmônicos, o Estado é visto como gerador de novas tecnologias direcionadas pela escassez relativa dos fatores de produção. Os agricultores, motivados por mudanças nos preços dos fatores escassos, pressionam os agentes do governo para a geração

* O autor agradece a Cris Nunn e a Willian Thiesenhusen, da Universidade de Wisconsin (Madison), pelos seus comentários.

** Do CNPAF/EMBRAPA.

Pesq. Plan. Econ. | Rio de Janeiro, | 13 (3) | 921 a 944, | dez. 1983

de novas técnicas que aliviem as restrições impostas pela inelasticidade de oferta dos fatores de produção. O processo político, que gera novas tecnologias, irá, então, promover uma maior eficiência alocativa em termos macroeconômicos e, assim, terá implicitamente atendido o interesse público nacional. Se a ação do governo acaba por prejudicar os interesses de alguma classe social dentro da economia, isto seria atribuído à ignorância, à ineficiência ou às imperfeições de mercado, e não a um conflito de interesses inerente ao funcionamento do sistema.

Neste artigo desenvolve-se uma crítica ao modelo de Hayami e Ruttan baseada no recente debate sobre a teoria do capital. Na segunda seção, apresenta-se uma breve discussão das teorias neoclássicas de desenvolvimento agrícola. Na terceira, analisam-se os fundamentos teóricos do modelo de Hayami e Ruttan, mostrando sua identificação com os modelos de crescimento neoclássicos de dois setores. Na quarta seção, o problema de agregação de capital no modelo de Hayami e Ruttan é levantado pela necessidade de se construir uma função de produção agregada que explique o nível do produto nacional e sua distribuição em um modelo neoclássico de dois setores. Na última seção, os resultados do debate sobre agregação de capital *versus* distribuição de renda são utilizados para mostrar a inconsistência interna do modelo de Hayami e Ruttan e, conseqüentemente, a fragilidade de suas conclusões.

## 2 — Breve revisão das teorias neoclássicas de desenvolvimento agrícola

Durante a década de 60, a maioria das análises neoclássicas sobre o processo de desenvolvimento focalizou apenas um dos dois setores econômicos — a agricultura ou a indústria. Isto, provavelmente, refletia as próprias limitações da teoria de equilíbrio geral em trabalhar com mudanças dinâmicas em modelos econômicos de dois setores. A teoria neoclássica dos preços trata principalmente das relações de substituição (taxas marginais de substituição entre fatores de produção, entre bens alternativos nas decisões de demanda

do consumidor, entre prospectos de investimento alternativos, etc.). As relações de complementaridade, como representadas por um sistema de relações interdependentes de produto e insumos específicos, não são bem delineadas no modelo walrasiano de equilíbrio geral. Por exemplo, os setores agrícola e industrial não parecem ligados porque os vários produtos de um são direta ou indiretamente consumidos na produção do outro (complementaridade), mas, principalmente, porque um aumento na quantidade comprada de produtos agrícolas resulta numa redução na demanda de bens industriais (substituição).[1] Isto coloca dificuldades cruciais no uso da teoria de equilíbrio geral para a análise do desenvolvimento econômico como um processo endógeno de efeito circular, no qual mudanças em um setor afetam e são afetadas por mudanças no outro. Frente a esse quadro teórico, a maioria das análises neoclássicas sobre desenvolvimento agrícola foi elaborada com base em modelos de "equilíbrio parcial". A análise do equilíbrio parcial trata apenas de um bem ou setor. Por exemplo, a quantidade ofertada ou demandada do bem agrícola é concebida como função somente de seu preço. As outras variáveis ou inter-relações no sistema econômico são supostamente mantidas inalteradas. O teorema de agregação de Hicks-Leontief valida a análise de equilíbrio parcial somente se se admite que "uma mudança no preço do bem 1 (diga-se bem agrícola) deixa o preço relativo de todos os outros inalterados" [Arrow e Hahn (1971, p. 7)]. Portanto, qualquer interação entre setores, resultante de mercados inter-relacionados ou da interdependência tecnológica dos processos produtivos, é deixada fora da estrutura analítica de equilíbrio parcial. As interações setoriais podem ser sugeridas somente de forma descritiva junto com especulações sobre seus possíveis efeitos nos resultados do modelo.

Como exemplos de análises de equilíbrio parcial, que focalizam o papel do setor agrícola no processo de desenvolvimento econômico, temos a teoria de desenvolvimento em estágios de Johnston e Mellor (1961) e os trabalhos de Owen (1966) e Nicholls (1963). Do outro lado estão os estudos que focalizam o setor industrial, motivados

1 Cf., por exemplo, o modelo de equilíbrio geral para uma economia de dois setores desenvolvido por Johnson (1971).

pela hipótese do "impacto industrial" de Schultz [cf., por exemplo, Nicholls (1969)]. Aqui a causalidade do desenvolvimento econômico flui da industrialização para o setor agrícola [cf. Schuh (1969, p. 383)], invertendo a direção da causalidade entre setores.

Um enfoque alternativo dentro da teoria neoclássica é o modelo dual de crescimento, elaborado por Jorgenson (1961), para a análise do desenvolvimento através da dinâmica das relações intersetoriais. Jorgenson modifica o "modelo de desenvolvimento com oferta ilimitada de mão-de-obra" de Lewis rejeitando as suposições de salários fixos no setor industrial e desemprego disfarçado no setor agrícola. No seu modelo, o progresso tecnológico na agricultura desempenha um papel crucial na ascensão do setor industrial. A limitação básica é que a acumulação de capital ocorre apenas no setor industrial. Assim, um aumento na quantidade *per capita* de alimento no setor agrícola só pode ocorrer por meio do progresso técnico "poupador de trabalho", pela recombinação exclusiva de trabalho e terra em novos e diferentes modos.

Dentro da própria escola neoclássica, essas análises de equilíbrio parcial e o modelo dual de crescimento são vistos como desprovidos de algumas qualidades essenciais para a análise do desenvolvimento agrícola. Johnston (1970) e Ruttan (1968) reconhecem essas deficiências; Johnston (1970, p. 385) sumaria suas posições como se segue:

> Ruttan critica a teoria de estágios de crescimento (aqui identificada como análise de equilíbrio parcial) e o modelo de economia dual primordialmente porque lhes falta poder analítico. Ele, corretamente, enfatiza a necessidade de modelos de crescimento com maior relevância operacional para a política de desenvolvimento. Na visão dele, tais modelos terão "que prover a interação formal entre os setores agrícola e não agrícola, através do mercado de produtos agrícolas, do mercado de insumos manufaturados usados na produção agrícola, do mercado de trabalho, do mercado de terra, do mercado de capital e do mercado de bens de consumo".

Um novo consenso parece estar emergindo na teoria neoclássica de desenvolvimento agrícola. Sua ênfase central está na mudança tecnológica como o elemento dinâmico no desenvolvimento agrícola. Sua analogia na política é a chamada "revolução verde", que se

tornou popular em muitos países subdesenvolvidos, durante a década de 60 e começo da de 70.

O livro de Theodore Schultz, *Transforming traditional agriculture,* pode ser considerado o ponto de partida desta nova perspectiva. Schultz estabelece as seguintes teses: a) agricultores tradicionais são eficientes e racionais na alocação de recursos; b) permanecem pobres, contudo, porque a tecnologia disponível não oferece suficiente incentivo econômico para os agricultores; c) as tecnologias de alta produtividade disponíveis em países desenvolvidos não são transferíveis para países pobres, visto que a tecnologia agrícola é de localização específica; e d) a chave para transformar a agricultura tradicional é realizar investimentos que tornem os insumos de alto rendimento disponíveis aos agricultores.

Desta perspectiva, o setor industrial e o governo desempenham importantes papéis no desenvolvimento e na oferta de insumos para o setor agrícola. Contudo, Schultz falha na explicação das condições econômicas e sociais que conduzem as instituições a gerar novas tecnologias e pessoas a absorver e usar eficientemente essas tecnologias. Hayami e Ruttan (1971, p. 43), embora concordem, em essência, com as proposições de Schultz, enfatizam essa limitação:

> O modelo dos insumos de alto rendimento tal como desenvolvido por Schultz ... permanece, contudo, incompleto, como uma teoria de desenvolvimento agrícola. Tipicamente, educação e pesquisa são bens públicos não transacionados nos mercados. O mecanismo pelo qual os recursos são alocados entre educação, pesquisa e outras atividades econômicas alternativas, nos setores público e privado, não está completamente incorporado ao modelo de Schultz ... Ele não explica como as condições econômicas induzem o desenvolvimento e adoção de um conjunto eficiente de tecnologias para uma sociedade em particular. Nem se esforça para especificar o processo pelo qual a relação entre preços dos fatores e do produto induzem investimento em pesquisa numa determinada direção.

O modelo de inovações induzidas de Hayami e Ruttan (1971, p. 26) é um esforço para eliminar essa deficiência, retendo as proposições centrais do modelo de Schultz:

> O enfoque central deste livro é o conjunto complexo de interações entre disponibilidades de recursos e entidades econômicas (fazendas, instituições públicas, indústrias privadas), conduzindo a mudanças técnicas e produtividade na agricultura.

## 3 — Fundamentos teóricos do modelo de inovações induzidas

Na estrutura teórica adotada por Hayami e Ruttan, as mudanças técnicas endógenas desempenham um papel crucial no desenvolvimento agrícola. Conceituam "mudança técnica como qualquer mudança nos coeficientes de produção resultante das atividades dirigidas para o desenvolvimento de novas técnicas incorporadas em projetos, materiais, ou organizações" [Hayami e Ruttan (1971, p. 56)]. A direção da invenção ou inovação supõe-se que seja influenciada por mudanças nos preços relativos dos fatores ao longo das linhas propostas na *Teoria dos salários* de Hicks. Embora eles não discutam em profundidade esses fundamentos teóricos, os detalhes podem ser supridos pela revisão de Ahmad (1966), para quem Hayami e Ruttan (1971, p. 55) remetem os leitores.

Por conveniência da análise, consideram-se aqui somente dois fatores de produção: capital e trabalho. Poder-se-ia fazer uma análise análoga para capital e terra. Cada inovação é representada "por um conjunto de isoquantas (representando uma função de produção particular), onde trabalho e capital são representados nos eixos" [Ahmad (1966, p. 346)]. Ahmad chama a curva envoltória dos pontos singulares em cada isoquanta, que representa um dado nível de produto em diferentes funções de produção, de "curva de possibilidades técnicas" (CPT).

Como Ahmad enfatiza, a CPT tem uma dimensão temporal específica, durante a qual a tecnologia permanece inalterada. Uma CPT não mostra movimentos no tempo, mas sim todos os possíveis estados alternativos de equilíbrio da firma para um dado período de tempo para o qual o estado de tecnologia permanece constante. Ele representa o conjunto de possibilidades técnicas de produção das quais o empresário escolherá uma, seguindo o princípio de minimização de custos para dados preços relativos.

Para representar movimentos reais no tempo, deve ser postulado um conjunto de CPT, cada uma representando o estado da tecnologia, para um mesmo nível de produção, em um dado período de tempo. Para cada período, dados os preços relativos dos fatores, é escolhida uma técnica que minimiza os custos. Assim, a trajetória

de crescimento da economia seria traçada pelos sucessivos pontos em diferentes CPT, cada um representando a proporção de fatores ou tecnologia de custo mínimo escolhida frente às opções tecnológicas e preços relativos prevalecentes em cada período. Devido às mudanças na tecnologia ao longo do tempo, não há razão para se esperar que o conjunto de isoquantas de equilíbrio, que representa a trajetória da economia no tempo, possa ser representado por uma função de produção bem comportada.[2]

Se se quer explicar a trajetória, a longo prazo, de um sistema econômico, em termos de uma função de produção, é forçoso considerar uma única CPT como representando uma isoquanta de longo prazo. Este é o procedimento de Hayami e Ruttan, que postulam uma "metafunção de produção" análoga à CPT de Ahmad. Existe, contudo, uma importante diferença na conceituação. A CPT de Ahmad representa os estados alternativos de equilíbrio *ex-ante* para a firma, e não movimentos reais através do tempo. A trajetória, ao longo do tempo, é representada por pontos em diferentes CPT.

Em contraste, a "metafunção de produção" de Hayami e Ruttan é uma isoquanta de longo prazo. Assim, a CPT supostamente representa movimentos reais da economia ao longo do tempo. Para cada situação de preços e distribuição de renda, presume-se que a firma escolha um método de produção entre o infinito número de alternativas conhecidas que estão representadas em uma isoquanta de longo prazo ou CPT. Quando os preços e a distribuição de renda mudam, supõe-se que a firma, sem qualquer custo, escolha outro método de produção sobre a mesma CPT. A implicação de tal formulação é clara. Para Hayami e Ruttan, em contraste com Ahmad, as alternativas tecnológicas a longo prazo para a firma permanecem inalteradas enquanto o tempo avança.[3]

2 Para ser representável por uma função de produção bem comportada, o conjunto de isoquantas de equilíbrio que representa as escolhas reais deveria produzir uma curva envelope convexa, contínua e uniforme. As condições limitantes na escolha das isoquantas que produziriam tal curva não são óbvias, nem, certamente, triviais.

3 É surpreendente que Hayami e Ruttan confiem na inovação tecnológica como o aspecto dinâmico do desenvolvimento, embora admitam, implicitamente, que a tecnologia permaneça inalterada ao longo do tempo.

Em termos de procedimento, Hayami e Ruttan adotam o enfoque microeconômico. A unidade de produção é a firma atomisticamente considerada; assim, os preços relativos e a distribuição de renda são dados exógenos. Na teoria neoclássica, os preços, inclusive as remunerações do capital e do trabalho, refletem as quantidades demandadas e ofertadas de cada bem ou recurso, isto é, a escassez relativa dos bens e dos fatores de produção no mercado. Quando os preços mudam, a firma muda sua estrutura de insumo-produto, ou seja, move-se ao longo de sua função de produção, segundo o critério de minimização dos custos. Supondo-se que os mercados operam em concorrência perfeita, o comportamento da firma estende-se para o setor. Consequentemente, presume-se que uma "metafunção de produção", representando o conjunto de alternativas tecnológicas disponíveis, possa ser derivada para cada setor da economia.

Com essa fundamentação teórica, Hayami e Ruttan propõem um modelo para analisar o processo de desenvolvimento, enfatizando o papel da função de produção e dos mecanismos de mercado que interligam os diferentes setores da economia.

Em essência, o argumento é que o setor privado cria novas tecnologias em resposta "as mudanças nos preços relativos dos fatores e às mudanças nos preços dos fatores relativos aos produtos, para aliviar os condicionantes do crescimento impostos pelas ofertas inelásticas da terra e do trabalho" [Hayami e Ruttan (1971, p. 59)]. Esse mecanismo é estendido para explicar o comportamento do setor público em termos de pesquisa agrícola. Argumentam que os pesquisadores e os administradores de instituições públicas respondem aos sinais dados pelos preços escassos. Assim, haveria interações entre fazendeiros, instituições públicas de pesquisa e firmas privadas produtoras de insumos agrícolas, de maneira que as mudanças nos preços de mercado induziriam um processo dialético de desenvolvimento tecnológico envolvendo estes três componentes do sistema econômico. Assim, Hayami e Ruttan (1971, p. 85) declaram:

> Os fazendeiros procuram novos insumos e técnicas, a fim de se posicionarem num ponto mais eficiente na "metafunção de produção", em resposta às novas relações de preços de fatores e produtos. Nossa hipótese é que a lacuna na produtividade agrícola entre os países está baseada nos preços dos insumos técnicos modernos na agricultura e nas diferenças do estoque de capital

humano capaz de gerar uma seqüência de inovações que capacitem a agricultura a mover-se ao longo da "metafunção de produção", em resposta às mudanças nas relações de preços de fatores e produto.

Além dessa formulação teórica baseada na função de produção neoclássica, eles procuram modelar explicitamente a complementaridade tecnológica que existe entre os setores agrícola e industrial via insumos de capital que o setor industrial oferta ao setor agrícola. Segundo Hayami e Ruttan (1971, p. 4), "o setor não-agrícola exerce um papel importante neste processo. Ele é o supridor dos insumos técnicos modernos que podem substituir a terra e o trabalho".

Portanto, estamos diante de um modelo com dois setores produtivos, representados individualmente por "metafunções de produção", que são tecnologicamente interdependentes, através da provisão por parte do setor industrial de insumos de capital para o setor agrícola. Logicamente, a validade das proposições de Hayami e Ruttan sobre o desenvolvimento dependerá crucialmente da fundamentação teórica dessa estrutura de produção, ou seja, do conceito de uma função de produção bem comportada em uma economia com dois setores produtivos.

## 4 — Modelo de inovações induzidas em uma economia neoclássica de dois setores

Partindo-se das fundações teóricas discutidas no tópico anterior, o modelo de inovações induzidas de Hayami e Ruttan é a seguir formalizado como um modelo neoclássico de dois setores. Deseja-se aqui investigar quais as condições que validam a análise do processo de desenvolvimento tecnológico como um problema de alocação (isto é, com base no conceito da função de produção) em uma economia de dois setores.

Considera-se uma economia simples com dois setores — agricultura e indústria. Para simplificar ainda mais, admite-se que o setor agrícola produz um bem de consumo e o setor industrial um bem de "capital" perfeitamente maleável. O "capital" pode ser combinado

com diferentes quantidades de trabalho para produzir ele mesmo ou o bem de consumo. No caso de ambos os bens — de consumo e de "capital" —, os únicos insumos são trabalho e "capital". A terra e outros recursos naturais não são escassos e, como bens livres, não são considerados nas funções de produção. Supõe-se que o produto bruto em cada setor seja suficiente para recolocar os meios de produção usados e gerar algum excedente. Supõe-se, ademais, que os dois setores estejam produzindo em proporção tal que o excedente líquido seja agrícola. A economia encontra-se em estado estacionário. Os salários são pagos no fim do período de produção, e há somente "capital" circulante. O produto líquido é distribuído entre lucros e salários.

Seguindo Hayami e Ruttan, supõe-se que, no curto prazo, as funções de produção sejam homogêneas de primeiro grau com proporções fixas:

$$Q_a = \min \left\{ \frac{1}{a_a} K_a, \frac{1}{l_a} L_a \right\}$$

$$Q_i = \min \left\{ \frac{1}{a_i} K_i, \frac{1}{l_i} L_i \right\}$$

onde: $Q_i$ é o produto físico do setor industrial, medido na mesma unidade real de $K_a$ e $K_i$, respectivamente "capital" utilizado no setor agrícola e no setor industrial; $Q_a$ é a produção do bem (de consumo) agrícola; $L_a$ e $L_i$ são as quantidades de trabalho usado, respectivamente, na produção agrícola e industrial; $a_a$ e $a_i$ representam o insumo de "capital" requerido por unidade dos produtos agrícola e industrial, respectivamente, enquanto $l_a$ e $l_i$ representam a quantidade de trabalho requerida por unidade dos produtos agrícola e industrial, respectivamente.

Cada uma dessas equações acima pode ser considerada como um método de produção de equilíbrio a curto prazo, selecionado de um número infinito de alternativas descritas pela "metafunção de produção" de cada setor, como resultado de dados preços dos fatores

e do produto. Isto é argumentado por Hayami e Ruttan (1971, pp. 82-3) como segue:

> A "metafunção de produção" pode ser considerada como a envoltória das funções de produção neoclássica comumentemente concebidas. A curto prazo, quando a substituição entre fatores é circunscrita pela rigidez do capital e equipamento existentes, as relações de produção podem ser melhor descritas por uma atividade com razões entre fatores e entre fatores e produto relativamente fixas. A longo prazo, quando as restrições exercidas pelo estoque de capital existente desaparecem e são recolocadas pelo fundo de conhecimento técnico disponível, incluindo todas as alternativas possíveis de combinações entre fatores e entre fatores e produtos, as relações de produção podem ser adequadamente descritas por uma função de produção neoclássica.

A "metafunção de produção" para cada setor pode então ser descrita como:

$$Q_a = F_a(K_a, L_a)$$

$$Q_i = F_i(K_i, L_i)$$

ou, supondo rendimentos constantes em escala, como:

$$q_a = f_a\ (k_a)$$

onde $q_a = \dfrac{Q_a}{L_a}$ e $k_a = \dfrac{K_a}{L_a}$; e

$$q_i = f_i\ (k_i)$$

onde $q_i = \dfrac{Q_i}{L_i}$ e $k_i = \dfrac{K_i}{L_i}$.

Desde que haja concorrência perfeita, as taxas de lucro e de salário devem ser iguais em ambos os setores. Segue-se da teoria neoclássica da distribuição de renda que essas taxas devem ser iguais, respectivamente, ao valor do produto marginal do "capital" e do trabalho.

Como a análise é conduzida em termos de setores, preços e distribuição de renda são dados que se supõem exógenos. Assim, para fechar o modelo, requer-se uma teoria de determinação dos preços e da distribuição da renda para o sistema econômico como um todo.[4]

Nesta estrutura teórica, a taxa de salário ($w$) e a taxa de lucro ($r$), para o sistema econômico como um todo, devem ser determinadas como qualquer preço (isto é, pela oferta e demanda nos mercados de trabalho e de "capital") e comportar-se como qualquer outro preço, no sentido de que a razão $r/w$ de equilíbrio decresce quando aumenta a relação "capital"/trabalho da economia como um todo. Essa proposição é necessária para validar a estrutura lógica do modelo de dois setores, pois somente então é possível argumentar que, a nível agregado e, conseqüentemente, a nível setorial, a distribuição de renda é conseqüência da alocação eficiente de recursos e, em particular, da escassez relativa de trabalho e "capital" decorrente desta alocação. Portanto, por um problema de lógica, a validade das proposições de Hayami e Ruttan sobre desenvolvimento implica que as distintas "metafunções de produção", independentemente supostas para cada um dos setores — agricultura e indústria —, sejam consistentes com uma função de produção agregada que, tendo "capital" e trabalho como seus argumentos, permita determinar o nível do produto nacional e, por meio das produtividades marginais de fatores, a sua distribuição entre salário e lucro. Assim, através dos mecanismos de mercado, em ambos os setores, a escassez social refletida nos preços relativos emitiria os sinais para direcionar, de forma simultânea e harmônica, o desenvolvimento tecnológico a nível de setor e do sistema econômico como um todo.

Trata-se então de se determinar uma relação "capital"/trabalho ($k$) agregada a partir das duas relações setoriais de equilíbrio, $k_a$ e $k_i$, para a qual os valores do produto marginal do trabalho e do "capital" nos dois setores seriam iguais às taxas uniformes de salário e de lucro de equilíbrio para a economia como um todo.

[4] Para uma discussão detalhada do modelo neoclássico de dois setores, cf. Hahn e Matthews (1964).

## 5 — O problema da agregação de capital e a escolha de técnicas

Neste tópico investiga-se se o modelo de inovações induzidas de Hayami e Ruttan é consistente com uma função de produção agregada que explique, via determinação dos preços relativos, as mudanças tecnológicas setoriais, através das alterações na escassez relativa de fatores e produtos.

O debate sobre a teoria do capital tem focalizado o problema da agregação do "capital" como um fator de produção homogêneo, que, junto com o trabalho, poderia ser usado para derivar uma função de produção agregada que explique a distribuição de renda numa economia capitalista. Os intricados argumentos da controvérsia têm sido bastante explorados na literatura. Por isto, limitamo-nos a discutir seus pontos centrais, para mostrar a falta de consistência lógica do modelo de inovações induzidas.

Seguindo os fundamentos teóricos do modelo de Hayami e Ruttan, supõe-se que em cada setor exista um conjunto de alternativas técnicas disponíveis que constituem a função de produção de cada setor para uma determinada tecnologia. Considere-se agora que em cada um dos dois setores — agricultura e indústria — escolhe-se um método de produção desse conjunto de possibilidades técnicas, isto é, da sua função de produção. Cada um desses métodos poderia ser representado por uma função de produção com coeficientes fixos, como as vistas anteriormente. Se supusermos rendimentos constantes em escala, essas funções são totalmente descritas apenas pelos coeficientes técnicos unitários $(a_a, a_i, l_a, l_i)$. Neste caso, os dois métodos de produção representarão, na economia em questão, uma estrutura de produção, ou seja, um dos possíveis sistemas de insumo-produto para se produzir o bem agrícola, que é o único produto final do modelo. Repetindo o processo para todas as possíveis combinações dos métodos de produção disponíveis para os dois setores, obtêm-se todos os sistemas possíveis de insumo-produto, isto é, todas as técnicas disponíveis para se produzir o bem agrícola para um dado estado de tecnologia. Em outras palavras, as diferentes técnicas ou possibilidades de produção, que constituem a função agregada

da economia como um todo, podem ser representadas através de sistemas insumo-produto obtidos dos coeficientes técnicos das funções de produção de proporção fixa, que representam os métodos de produção setoriais no equilíbrio a curto prazo.

Considera-se, a seguir, a relação entre preços, salário real e a taxa de lucro para um determinado conjunto de métodos de produção de equilíbrio. Isto permite discutir o problema da agregação de capital nesta economia de dois setores e testar a validade teórica do modelo de Hayami e Ruttan.

Sejam $w$, $r$ e $d$ as taxas de salário, de lucro e de depreciação, respectivamente. Tomando-se, para qualquer conjunto dos métodos de produção de equilíbrio, os coeficientes técnicos unitários, pode-se determinar as equações de preços de equilíbrio para cada setor como: [5]

$$a_i p\ (r + d) + l_i w = p$$

$$a_a p\ (r + d) + l_a w = 1$$

onde $p$ é o preço do bem industrial ("capital"), em termos do bem agrícola. Nesse sistema, temos duas equações e três incógnitas: $r$, $w$ e $p$. Segue-se que o preço é determinado apenas se a distribuição de renda foi dada. Como o sistema é indeterminado, pode-se resolvê-lo pelo salário real (em unidades do bem agrícola que é o *numéraire*), em termos da taxa de lucro:

$$w = \frac{1 - a_i (r + d)}{l_a + (l_i a_a - l_a a_i)\ (r + d)}.$$

Seguindo Garegnani (1972), esta expressão é chamada "curva lucro-salário" (CLS). A partir dela podemos determinar a relação entre a remuneração dos fatores de produção, lucro e salário, e o

[5] Cf. Samuelson (1962, pp. 204-5), Ferguson (1969, p. 261), Harcourt (1972, p. 137) e Garegnani (1972, p. 247).

preço do "capital" $(p)$, ou o valor agregado do "capital" por homem $(\overline{k})$.[6]

No sistema econômico em análise, uma CLS refere-se a uma única técnica (consistindo em dois métodos de produção de equilíbrio, um para cada setor) para produzir o bem agrícola que é o único componente do produto líquido do sistema. Considera-se, a seguir, que várias técnicas de produção estão disponíveis para escolha nesta economia, o que, no sistema de equações acima, seria representado por diferentes conjuntos dos coeficientes $a_i$, $a_a$, $l_i$ e $l_a$. Para ilustrar o argumento, supõe-se inicialmente que duas técnicas diferentes, α e β, estão disponíveis para escolha dos produtores (o Gráfico 1 mostra a CLS de cada uma das duas técnicas, α e β).[7] A CLS da

6 O valor do "capital" agregado por homem $(\overline{k})$, no sistema acima, pode ser determinado de dois modos. Por definição, ele é a parte do lucro no produto sobre a taxa de lucro (como mostrado na primeira expressão abaixo) e, alternativamente, é definido como a quantidade física do bem de "capital" multiplicada pelo seu preço relativo $(p)$ (como mostrado na segunda expressão):

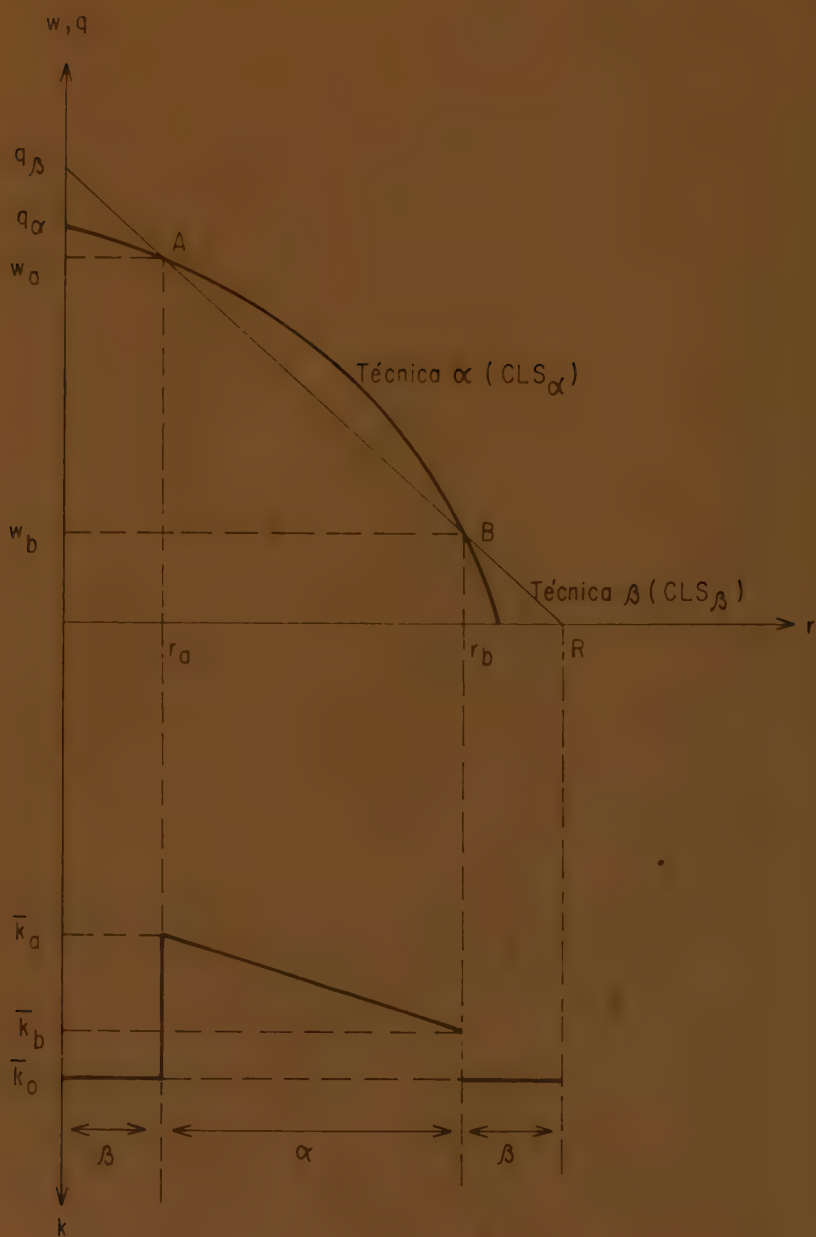
$$\overline{k} = \frac{y - w}{r}$$

$$\overline{k} = \left( \frac{a_a}{l_a} + \frac{a_i}{l_i} \right) p$$

A primeira equação mostra que $\overline{k}$ pode mudar quando a distribuição de renda muda e a segunda mostra que qualquer mudança no valor agregado "capital" por homem $(\overline{k})$ deve ser acompanhada por mudanças no preço do bem de "capital", desde que todos os seus outros elementos sejam constantes. Portanto, no sistema acima, mudanças em $p$ determinam simultaneamente variações em $\overline{k}$ e variações compatíveis na distribuição de renda.

7 Em geral, uma CLS tem inclinação negativa e pode ter várias mudanças na curvatura, dependendo do número de setores considerados no modelo. No sistema de dois setores discutido acima, a CLS poderia assumir uma forma convexa, reta ou côncava, dependendo dos valores dos coeficientes fixos ou, em outras palavras, da tecnologia empregada. Para uma discussão detalhada sobre o assunto, cf. Harcourt (1972). A forma assumida pelas duas CLS, no Gráfico 1, não altera nossas conclusões, o que só ocorreria no caso particular de as duas CLS serem linhas retas. Esse caso e suas implicações para o modelo de Hayami e Ruttan são discutidos em detalhe a seguir.

Gráfico 1

## DERIVAÇÃO DA FRONTEIRA DE SALÁRIOS

técnica β supõe-se como uma linha reta. Para a técnica α, a CLS é suposta como côncava, em relação à origem.[8] A questão é saber qual técnica será escolhida pelos produtores, em diferentes taxas de lucro (e correspondentemente taxas de salário), e o valor da razão agregada "capital"/trabalho ($\overline{k}$) associada a elas.

Segundo o critério de minimização dos custos (ou maximização dos lucros), a qualquer nível de $r$, a técnica a ser escolhida será aquela que produz o bem final, isto é, o bem agrícola, com o menor custo. Garegnani (1972, p. 125) mostra-nos que "a tendência dos produtores em mudarem para qualquer técnica que seja mais barata na situação de preços existente os trará para a técnica que dá o mais alto $w$, enquanto as que dão o mesmo $w$ para o mesmo $r$ são indiferentes e podem coexistir". Segue-se que a relação salário/lucro que prevalecerá na escolha da tecnologia pelos produtores é representada pela linha externa que contorna as duas CLS no Gráfico 1. Essa linha externa, chamada de "fronteira de salários", é, portanto, uma maneira de representar a "melhor" técnica (ou seja, a de maior lucro) para qualquer taxa de lucro dada. Movimentos ao longo dessa curva refletem as mudanças dos coeficientes de produção (para cada setor e, assim, para a economia como um todo) e, conseqüentemente, as mudanças no valor agregado "capital" por homem, quando a distribuição de renda varia.

O quadrante inferior do Gráfico 1 relaciona a razão agregada "capital" por trabalhador ($\overline{k}$, medido de cima para baixo em relação à origem) com a taxa de lucro. Pode ser demonstrado que o valor de $\overline{k}$, em qualquer ponto de uma "fronteira de salários", é dado pela inclinação da corda que une o ponto em questão com o intercepto da CLS a que pertence o ponto, no eixo vertical. Vê-se, então, que a técnica β tem um maior valor de $\overline{k}$ do que α, isto é, β é mais capital intensiva. No intervalo $0 < r < r_a$, quando a técnica β é escolhida, o valor da razão agregada "capital"/trabalho é $\overline{k}_0$, que é dado, como se disse, pela inclinação de $q_\beta A$. Quando a técnica α é escolhida, o valor da razão "capital"/trabalho cai abruptamente para $k_a$, isto é, a inclinação da corda $q_\alpha A$, aumentando continuamente até o intervalo entre $r_a$ e $r_b$. No ponto $B$,

[8] O Gráfico 1 é devido a Harcourt (1972, p. 126).

quando a técnica β torna-se novamente mais lucrativa, o valor da razão "capital"/trabalho sofre um novo aumento abrupto para $k_0$.

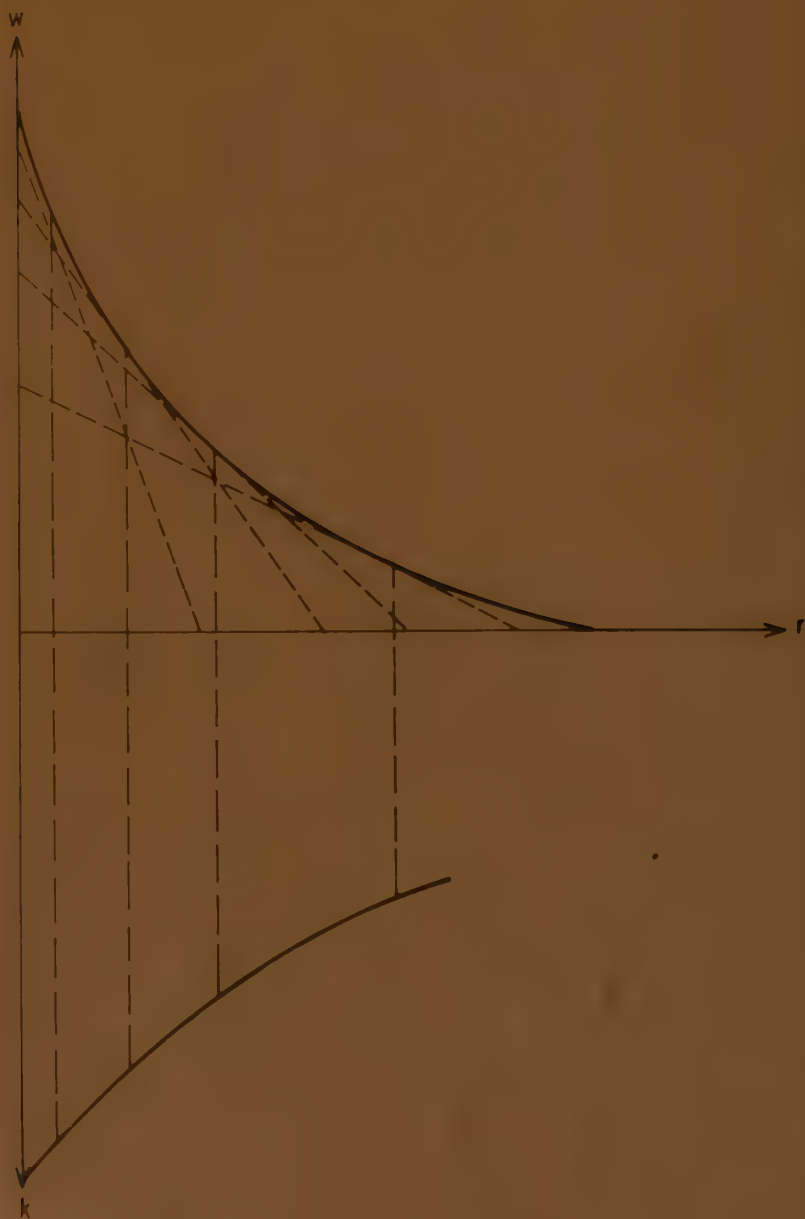
Considere-se a seguir que um grande número de sistemas ou técnicas está disponível. As diferentes CLS que correspondem à família de sistemas de produção podem ser traçadas no mesmo diagrama. Seguindo o procedimento com duas técnicas, pode-se obter uma curva envoltória ("fronteira de salários") dos segmentos de cada CLS referente à técnica escolhida para cada taxa de lucro. Com um número infinito de técnicas, pode-se supor que cada técnica reduza-se a um ponto da "envoltória". Neste caso, teríamos uma associação contínua entre o produto líquido e o valor do "capital" por trabalhador para cada taxa de lucro (e correspondente taxa de salário). Conseqüentemente, teríamos uma função de produção agregada para o modelo de dois setores que explicaria a distribuição de renda como conseqüência da alocação eficiente de recursos e, em particular, da escassez relativa de trabalho e capital. Assim, a taxa de lucro (taxa de salário) irá comportar-se como qualquer preço, o que implica uma relação inversa (direta) entre a relação "capital"/trabalho ($\overline{k}$) e a taxa de lucro (taxa de salário). Contudo, note-se que no Gráfico 1, para taxas de lucros infinitesimalmente menores do que $r_b$ e maiores do que $r_b$, pode ocorrer uma associação positiva entre $r$ e $\overline{k}$, ou seja, um aumento em $r$ resultará em um aumento na relação "capital"/trabalho. Note-se, também, que uma dada técnica pode aparecer mais de uma vez na "fronteira de salários", por ser a mais lucrativa para duas taxas de lucro diferentes, como ocorre com a técnica β no exemplo acima (cf. Gráfico 1).

Ambas as possibilidades mostram que é temerário formular um modelo de dois setores dentro da teoria neoclássica. Em uma linguagem mais direta, pode-se dizer que não é legítimo analisar o processo de desenvolvimento sob o prisma da alocação eficiente de recursos escassos, como proposto no modelo de inovações induzidas de Hayami e Ruttan. Isto porque, em um mundo multissetorial onde o capital é heterogêneo, não se pode argumentar que as taxas de lucro e a de salário são meros preços, pois, como se viu, uma menor taxa de lucro (ou uma maior taxa de salário) pode tanto estar associada com baixos quanto com altos valores para a relação "capi-

tal"/trabalho. Assim, o argumento-chave de Havami e Ruttan, segundo o qual as mudanças técnicas e institucionais são respostas dos agentes econômicos induzidas pelas mudanças na escassez relativa de fatores, não mais se sustenta. Quando, por exemplo, os salários caem, a técnica com a mais alta taxa de lucro de equilíbrio pode tanto estar associada com uma relação "capital" trabalho mais alta, ou seja, com um processo de produção mais mecanizado, quanto com um menos mecanizado. Assim, se o empresário maximizador de lucro é visto exercendo pressão nas instituições de pesquisa para gerar esta técnica "ótima", essa pressão poderia ser dirigida tanto para a obtenção de uma tecnologia "capital" intensiva quanto para o desenvolvimento de técnicas trabalho (terra) intensiva. Assim, dada uma estrutura de preços, é possível que alguns produtores poderiam pressionar as instituições de pesquisa para a obtenção de técnicas poupadoras de capital, enquanto outros direcionariam suas pressões para a obtenção de técnicas poupadoras de trabalho (ou de terra). Isto contradiz a "dinâmica" que é dada pelas restrições impostas pela escassez dos fatores de produção delineada pela "meta-função de produção". Não é possível derivar, *a priori*, em que direção a relação "capital"/trabalho se move com mudanças nas taxas de salário e lucro.

Neste ponto, é conveniente lembrar o histórico esforço de Samuelson (1962) em derivar as condições necessárias e suficientes para assegurar, em uma economia de *n* setores, a existência de uma função de produção que assegurasse que a distribuição de renda depende da disponibilidade dos fatores ("capital" e trabalho) via produtividade marginal. Os resultados de Samuelson, que dão uma dimensão exata das limitações do modelo de Havami e Ruttan, estão sumariados no Gráfico 2, que mostra uma "envoltória" na qual todas as "curvas lucro-salário", que a compõem, são lineares. Nesse gráfico é possível ver que cada técnica aparece somente uma vez, e o valor do "capital" por trabalhador é decrescente, quando a taxa de lucro aumenta. Em outras palavras, se todas as "curvas lucro-salário" são lineares, existe uma função de produção agregada para explicar o nível e a distribuição da renda em uma economia de dois ou mais setores.

Gráfico 2

## FRONTEIRA DE SALÁRIOS E DEMANDA (NEGATIVAMENTE INCLINADA) DE CAPITAL

Recorrendo aos resultados de Sraffa (1960), é possível demonstrar que a "curva lucro-salário" é uma linha reta se, e somente se, a razão entre meios de produção ("capital") e trabalho é a mesma para todos os setores considerados (no caso, tanto para a agricultura como para a indústria). Nesse caso, parafraseando Garegnani (1972, p. 259), pode-se dizer que, exceto pela escolha arbitrária da unidade do bem de "capital", os coeficientes de insumos nos dois setores — agricultura e indústria — são idênticos. O sistema é, portanto, indistinguível de outro em que o bem agrícola é produzido por si mesmo e pelo trabalho. De fato, desde que, no modelo de dois setores discutido acima, a heterogeneidade dos bens pode ser propriamente definida somente pela diferença em suas condições de produção, uma CLS linear significa que o bem agrícola é produzido por si mesmo e pelo trabalho. Em outras palavras, a função de produção de Samuelson só é válida quando for logicamente equivalente a um modelo de um único bem. Essa é a condição necessária e suficiente para a caracterização da economia em que o mecanismo de alocação seja o sistema de preços.

Por extensão, pode-se dizer que o modelo de Hayami e Ruttan é internamente consistente somente para um mundo de um setor ou de um único bem, em que o setor agrícola produz um bem usando a si mesmo e o trabalho como insumos. Frente a essa conclusão, é provável que mesmo Hayami e Ruttan reconheçam que no modelo de inovações induzidas por eles proposto falta poder analítico essencial para um modelo de desenvolvimento. O próprio Ruttan (1968, pp. 19-20) enfatiza que um modelo relevante para política de desenvolvimento deveria "prover a interação formal entre setores agrícolas e não-agrícolas através do mercado de produtos agrícolas, do mercado de insumos manufaturados usados na produção agrícola, do mercado de trabalho, do mercado de terra, do mercado de capital e do mercado de bens de consumo". A teoria de Hayami e Ruttan fica exposta às críticas do próprio Ruttan, uma vez que as interações consideradas por ele como fundamentais em um modelo de desenvolvimento deixam de existir na medida em que o modelo de inovações induzidas é internamente consistente somente para um mundo com apenas um setor.

## Bibliografia

AHMAD, S. On the theory of induced invention. *The Economic Journal*, 76:334-57, jun. 1966.

ARROW, K. J., e HAHN, F. H. *General competitive analysis*. San Francisco, Holden-Day, 1971.

FERGUSON, C. E. *The neoclassical theory of production and distribution*. Cambridge, Cambridge University Press, 1969.

GAREGNANI, R. Heterogeneous capital, the production function and the theory of distribution. In: HUNT, E. K., e SCHWARTZ, J. G., eds. *A critique of economic theory*. Harmondsworth, Penguin Books, 1972.

HAHN, F. H., e MATTHEWS, R. C. O. The theory of economic growth: a survey. *The Economic Journal*, 74:779-902, dez. 1964.

HARCOURT, G. C. *Some Cambridge controversies in the theory of capital*. Cambridge, Cambridge University Press, 1972.

HAYAMI, Y., e RUTTAN, V. W. *Agricultural development: an international perspective*. London, The Johns Hopkins University Press, 1971.

JOHNSON, H. G. *The two sector model of general equilibrium*. London, Allen and Unwin, 1971.

JOHNSTON, B. F. Agriculture and structural transformation in developing countries: a survey of research. *The Journal of Economic Literature*, *8* (2) :369-404, jun. 1970.

JOHNSTON, B. F., e MELLOR, J. W. The role of agriculture in the economic development. *American Economic Review*, *51* (4) :566-93, set. 1961.

JORGENSON, D. W. The development of a dual economy. *The Economic Journal*, 71:310-34, jun. 1961.

NICHOLLS, W. H. Agricultural surplus as a factor in economic development. *Journal of Political Economy*, *71* (1) :1-29, fev. 1963.

———. The transformation of agriculture in a semi-industrialized country: the case of Brazil. In: THORBECKE, E., ed. *The role of agriculture in economic development*. New York, Columbia University Press, 1969.

OWEN, W. F. The double developmental squeeze on agriculture. *American Economic Review*, 56 (1) :43-70, mar. 1966.

RUTTAN, V. *Growth stage theories, dual economic models and agriculture development policy*. Guelph, University of Guelph, Dept. of Agr. Econ., Pub. n.º AE 1968/2, 1968.

SAMUELSON, P. A. Parable and realism in capital theory: the surrogate production function. *Review of Economic Studies*, *29* (3) :193-206, jun. 1962.

SCHUH, G. E. "Comments" on W. H. Nicholls: The transformation of agriculture in a semi-industrialized country: the case of Brazil. In: THORBECKE, E., ed. *The role of agriculture in economic development*. New York, Columbia University Press, 1969.

SRAFFA, P. *Production of commodities by means of commodities: prelude to a critique of economic theory*. Cambridge, Cambridge University Press, 1960.

(*Originais recebidos em junho de 1983. Revistos em setembro de 1983.*)

# Emprego e relações de trabalho na agricultura brasileira: uma análise dos dados censitários de 1960, 1970 e 1975 – notas adicionais

José Graziano da Silva *
Angela A. Kageyama *

Em relação ao nosso artigo publicado nesta revista [cf. *Pesquisa e Planejamento Econômico, 13* (1) :235-66, abr. 1983], houve, por ocasião do envio para publicação, uma troca da versão corrigida pela versão original.

Aproveitando a oportunidade oferecida pelo Editor com vistas à incorporação das sugestões apresentadas pelo Corpo Editorial da *PPE,* é preciso esclarecer que:

1) Dois *erros* merecem ser corrigidos no texto original: a) no início da p. 245, 4.ª linha, afirma-se que o procedimento adotado para estimar o pessoal ocupado em serviços de empreitada tenderia "a representar uma boa estimativa do pessoal ocupado em serviços de empreitada", mas na verdade acredita-se que o resultado obtido será *menos tendencioso,* uma vez que não se dispõe de elementos para avaliar a magnitude do erro que permanece; e b) na p. 261, 2.ª linha depois da tabela, onde se lê "década de 60", deve-se ler "década de 70".

2) Ao se estimar o número médio de trabalhadores temporários ocupados, argumentou-se que a mão-de-obra dos membros menores da família funcionaria como uma "reserva interna" dos estabelecimentos agropecuários, para a qual se apela nos momentos de intensificação das lides agrícolas.

* Do Departamento de Economia da UNICAMP.

Pelos dados dos censos, o número de homens maiores de 14 anos da categoria "membro da família" cresce 42% entre 1960 e 1970 e apenas 1,7% entre 1970 e 1975, enquanto a mão-de-obra feminina e infantil dessa mesma categoria cresce 11,5% no primeiro período e 31,7% no segundo. Assim, entre 1970 e 1975, quando a "modernização parcial" da agricultura refletiu-se com maior intensidade sobre a sazonalidade do trabalho, a demanda de mão-de-obra familiar na época de pico foi satisfeita principalmente pela incorporação de mulheres e crianças, enquanto a mão-de-obra adulta masculina manteve-se praticamente estável.

3) No caso do Estado de São Paulo, a data de referência dos Censos Agropecuários de 1970 e 1975 corresponde à época de pico de ocupação de mão-de-obra no campo. Essa observação não é válida indiscriminadamente para outras regiões, como o Nordeste, por exemplo, onde dezembro é um mês de entressafra. Uma possibilidade para contornar essa superestimativa de mão-de-obra familiar seria a de considerar como constante a participação das mulheres e menores de 14 anos no período 1960/70, o que implicaria considerar constante a sazonalidade no período, introduzindo um novo viés.

Também no caso do momento de emprego mínimo, que para São Paulo corresponde aproximadamente à data de referência do Censo Agrícola de 1960 (1.º de setembro), ocorrem diferenças regionais. No Nordeste, por exemplo, esse seria o momento de emprego máximo, correspondendo ao início da colheita da cana-de-açúcar e ao pico da colheita de algodão.

Embora para algumas regiões do País a data de 1.º de setembro não corresponda ao momento de emprego mínimo na agricultura, para o conjunto do Brasil a comparação é aproximadamente correta, se forem considerados os números máximos mensais de trabalhadores temporários registrados pelos censos. Em 1970, os meses de menor emprego de temporários para o Brasil são agosto, julho e setembro; em 1975, são julho, agosto, outubro e setembro, em ordem crescente a partir do mínimo.

4) A Subseção 1.3 do artigo diz respeito à "*transformação do número de pessoas ocupadas* em equivalentes-homem empregados".

Esse procedimento de conversão em equivalentes-homem é controvertido e, segundo alguns autores, até mesmo inútil, sendo mais

simples apresentar sempre a análise paralela das proporções de mulheres e crianças no conjunto da força de trabalho, como faz Rezende, por exemplo [cf., em nosso artigo, Rezende (1979)]. Além disso, além dos componentes sexo, idade e condição, haveria que se levar em conta outros aspectos, tais como: as distintas ocupações anuais dos homens, mulheres e crianças; e as distintas intensidades exercidas pelos trabalhadores. Frente a esses aspectos, a escolha dos fatores de conversão "adequados" torna-se bastante problemática, ainda mais quando não se consideram suas variações regionais a nível do País. Para um Estado como São Paulo, todavia, onde a heterogeneidade das relações de trabalho é menor, tal procedimento parece aceitável nos moldes propostos.

## Resenha bibliográfica 1

# Labor markets and inequitable growth: the case of authoritarian capitalism in Brazil

Morley, Samuel A. *Labor markets and inequitable growth: the case of authoritarian capitalism in Brazil.* Cambridge, Cambridge University Press, 1983. XV + 316 p.

ELIANA A. CARDOSO *

A investigação de Morley acerca do crescimento econômico brasileiro é um estudo abrangente sobre a distribuição da renda e o mercado de trabalho, cobrindo os anos entre 1950 e 1975. Ele registra em suas 88 tabelas informações importantes, faz uma resenha do debate sobre o processo de crescimento com desigualdade crescente e estuda os fluxos migratórios, assim como os mercados de mão-de-obra especializada e não-especializada. O livro compreende os seguintes capítulos: 1) Introdução; 2) A produção e o emprego no pós-guerra; 3) A desigualdade crescente desde 1960; 4) O significado e a interpretação da desigualdade numa economia em crescimento; 5) A evidência de melhoria do nível absoluto da renda dos grupos mais pobres e a mobilidade social; 6) A migração e modernização da força de trabalho rural, 7) A absorção de migrantes na economia urbana; 8) As tendências e teorias sobre diferenciais de salários durante o crescimento econômico; 9) O mercado de mão-de-obra especializada; 10) A agricultura, a política salarial e os salários da mão-de-obra não-especializada; 11) Perspectivas sobre o crescimento desigual no Brasil; e 12) Conclusões.

* Da Boston University.

É consensual na literatura que o período estudado por Morley compreende pelo menos três fases: os anos de industrialização baseada na substituição de importações que terminam com a estagnação e a inflação galopante de 1962; os anos entre 1963 e 1967, nos quais a formação de capital e a expansão industrial diminuíram, enquanto as taxas de inflação declinaram rapidamente; e os anos que se seguem a 1968, quando o crescimento acelerou-se, sendo acompanhado de baixas taxas de inflação até pelo menos 1974. Depois do primeiro choque do petróleo, a inflação retomou seus altos níveis, mas a estratégia de crescimento sustentado não foi abandonada até a crise do balanço de pagamentos em 1981.

Morley, como muitos outros economistas, vê 1962 como o marco do fracasso do processo de substituição de importações. Essa experiência termina com altas taxas de inflação, *deficits* insustentáveis na conta corrente do balanço de pagamentos, agitação social e um golpe militar que "trocou a liberdade política por maior eficiência econômica" (p. 8). Os generais têm-se sucedido no poder desde então, mas, para um observador mais crítico, o ganho em eficiência econômica é menos aparente do que a democracia perdida. A inflação desde 1981 tem-se situado acima de 100% (excedendo, portanto, os níveis inflacionários anteriores ao golpe militar), o crescimento *per capita* tem sido negativo e a situação do balanço de pagamentos nunca foi tão severa.

Morley aceita também sem maiores críticas o argumento de que o crescimento rápido com taxas de inflação relativamente baixas observado no período 1967/73 segue um padrão cíclico, que só se torna possível pelo excesso de capacidade gerado no período anterior, quando se manteve elevada a razão investimento/produto. Este argumento é difícil de aceitar se tomamos em consideração o fato de que a utilização de capacidade já se situava em torno de 75% em 1967 e que a taxa de crescimento real excedeu os 11% nos cinco anos seguintes. Pelo contrário, seria mais importante observar que a composição do investimento modificou-se substancialmente, passando da construção de rodovias no final dos anos 50 para investimentos em maquinaria no final dos anos 60, permitindo, dessa forma, que a economia obtivesse mais mercadorias por cruzeiros investidos.

Também sujeita a controvérsia é a proposição de que "poucos governos demonstraram mais fé na empresa privada e no mercado livre" (p. 11). Na nossa percepção, é exatamente o contrário. Depois de 1964, embora o financiamento inflacionário tenha declinado durante os 10 primeiros anos do regime militar, a intervenção do Governo na economia cresceu. Isto se pode verificar pela análise das informações estatísticas sobre tarifas, subsídios às exportações, crédito subsidiado ao setor rural, controle de preços e salários e participação das empresas públicas no produto e no investimento. Ao menos em parte, o crescimento sustentado da economia brasileira, que não encontra paralelo na experiência latino-americana recente, deve-se precisamente à intervenção governamental maciça.

O cerscimento econômico brasileiro tem sido criticado por seu caráter desigual e injusto. O consenso é de que os ricos foram os grandes beneficiários. Aqui, Morley desafia a opinião da maioria e mostra que os pobres beneficiaram-se do crescimento de diferentes formas. Assim, a criação de empregos foi mais rápida que o crescimento da força de trabalho, e muitas das ocupações geradas significaram melhores oportunidades. A mobilidade social ascendente foi maciça. Mesmo assim, a distribuição de renda tornou-se mais desigual. Mas isso, Morley argumenta, foi o resultado de um processo de crescimento baseado em mão-de-obra especializada em uma economia caracterizada por oferta ilimitada de mão-de-obra não-especializada.

Morley examina a economia brasileira com as lentes dos modelos duais de crescimento *à la* Lewis-Fei-Ranis. A economia é dividida em dois setores: um moderno, outro tradicional. Com o excesso de oferta de trabalho, o crescimento tende a aumentar a desigualdade, pois há um distanciamento entre as rendas relativas dos setores e regiões e um deslocamento de renda em favor dos lucros. Ele argumenta que existe também um deslocamento em favor da mão-de-obra especializada, em detrimento da mão-de-obra não-especializada. As forças subjacentes ao sistema dual fazem com que o crescimento com igualdade seja difícil de se conseguir, e Morley acredita que "existe uma incompreensão muito difundida daquilo que o governo pode e não pode conseguir numa economia com oferta ilimitada de mão-de-obra" (p. 14). O salário de subsistência é determinado pela

existência do excesso de mão-de-obra. Para que haja melhorias na situação dos pobres, o excesso de mão-de-obra tem de ser eliminado por meio do crescimento. "A crescente desigualdade é o custo que a sociedade no curto prazo deve pagar para o maior bem-estar dos pobres no longo prazo" (p. 15).

A argumentação de Morley envolve, é claro, julgamentos de valor e proposições normativas. Sua opinião — deixando de lado considerações marginais — de que o melhor que o Governo pode fazer em relação à pobreza e à desigualdade é promover o crescimento representa uma visão muito complacente do papel do Governo. Em 1980, 30% da população brasileira ganhavam menos do que 260 dólares por ano, e o decil superior da força de trabalho ganhava 40 vezes mais que o decil inferior. Em tais condições, não podemos encarar a pobreza e a desigualdade como problemas que serão resolvidos no longo prazo, mas precisamos, pelo contrário, de programas maciços contra a pobreza e de reformas que promovam a justiça social e a igualdade.

Morley acredita que, embora tenha aumentado a desigualdade no curto prazo, como resultado do processo de crescimento rápido, o Brasil alcançou o chamado *turning point* por volta de 1970. Nesse sentido, coleta evidências para mostrar que os benefícios do crescimento econômico estão finalmente começando a atingir os pobres, argumentando que "o crescimento da renda relativa dos pobres depois do milagre é o resultado direto da eliminação do excesso de mão-de-obra durante o milagre" (p. 284).

As informações do Censo de 1980, que recentemente se tornaram disponíveis, não sustentam a posição de que a distribuição de renda tenha melhorado durante a última década (a tabela a seguir mostra-nos concentração e desigualdade crescentes).

Medidas de distribuição de renda com base nos dados censitários estão sujeitas a grande margens de erro, principalmente devido à cobertura incompleta. É verdade que o crescimento rápido implicou um aumento da renda real dos pobres, muito embora a adequação desses níveis de renda seja uma questão totalmente diferente. Existem evidências diretas de má nutrição e de condições de vida severamente deficientes para pelo menos 30% da população. Voto, portanto, por um processo de crescimento que promova de forma

*Índices para comparações básicas da distribuição de renda global*

| | 1960 | 1970 | 1980 |
|---|---|---|---|
| Participação na renda dos 40% mais pobres (%) | 11,57 | 10,03 | 9,72 |
| Participação do decil superior (%) | 39,66 | 46,47 | 47,89 |
| Coeficiente de Gini | | | |
| Total | 0,50 | 0,565 | 0,59 |
| Rural | n.d. | 0,44 | 0,54 |
| Urbano | n.d. | 0,55 | 0,56 |
| Coeficiente de Theil | | | |
| Rural | n.d. | 0,43 | 0,80 |
| Urbano | n.d. | 0,63 | 0,65 |

FONTES: Carlos Geraldo Langoni, *Distribuição de renda e desenvolvimento econômico do Brasil*, Rio de Janeiro, Expressão e Cultura, 1973; Rodolfo Hoffmann, Distribuição da renda no Brasil em 1980, por Unidades da Federação, *Revista de Economia Política*, *III*(1), 1983, William Tyler e David Denslow, *Perspectives on poverty and income inequality in Brazil*, mimeo, World Bank, 1983.

mais agressiva os ganhos de bem-estar para os pobres e discordo frontalmente da conclusão de Morley de que as desvantagens do modelo brasileiro são sobretudo de ordem política e que a "desigualdade seja uma base errada para se atacar nessa estratégia de crescimento" (p. 292).

## Resenha bibliográfica 2

# Appropriate or underdeveloped technology?

Emmanuel, Arghiri. *Appropriate or underdeveloped technology?* (Seguido por uma discussão com Celso Furtado e Hartmut Elsenhans.) Chichester, John Wiley and Sons, 1982. 186 p. *

ROY GILBERT **

A tecnologia apropriada aos países subdesenvolvidos seria uma tecnologia subdesenvolvida, que congelaria e perpetuaria a condição de subdesenvolvimento.

Uma cultura nacional autêntica (no contexto da escolha de tecnologia) é nada mais que um álibi para o atraso, servindo àqueles interesses que dele se aproveitam. Autenticidade cultural representa também o lado turístico do subdesenvolvimento. A humanidade não é nem um jardim zoológico, nem um museu do exótico antropológico.

Se o capitalismo é um inferno, há um inferno ainda mais terrível, o do capitalismo subdesenvolvido.

Constatações como estas marcam o estilo polêmico desta importante obra, cujo efeito inevitável será provocar o leitor no sentido de reexaminar a fundo algumas noções tidas como consensuais nos debates sobre desenvolvimento econômico. Nesse sentido, a mais recente obra do autor de *Unequal exchange* (London, Monthly Review Press, 1972 (tradução do original francês: *L'échange inégal*,

* Tradução do original em francês: *Technologie appropriée ou technologie sous-développée?*, Paris, Maspero, 1981.

** Consultor internacional em Economia e Planejamento, tendo, no Brasil, trabalhado para a CEPAL, a OEA e o Banco Mundial.

Paris, Maspero, 1969) ] cumpre plenamente seu objetivo. O trabalho permite-nos descartar uma série de mitos sobre a "adequação" das denominadas "tecnologias apropriadas" e, ao mesmo tempo, apresenta-nos uma análise rigorosa da contribuição de novas tecnologias ao desenvolvimento e, em especial, uma apreciação do papel das empresas multinacionais na propagação das mesmas. Obviamente, o trabalho não poderia deixar de ser polêmico, pelo simples fato de tocar no próprio cerne da questão do desenvolvimento. As bases para a discussão são lançadas no primeiro e mais longo capítulo do livro, com a introdução de uma série de conceitos imprescindíveis para a compreensão dos capítulos subseqüentes. Embora esse procedimento seja metodologicamente correto, em alguns aspectos houve um certo rigor, em outros houve omissão. Assim, por exemplo, só no *final* do livro, ao responder à crítica de Celso Furtado, Emmanuel torna explícito seu conceito de desenvolvimento como sendo "desenvolvimento das forças produtivas". Apesar de ser evidente, desde o início da leitura do trabalho, que o autor enfatiza o crescimento econômico *vis-à-vis* a distribuição como fundamento do processo de desenvolvimento, fica claro que a maior parte da polêmica surgida a partir do livro é, em grande parte, produto do uso de noções divergentes quando se trata do conceito de desenvolvimento. Além disso, sua falta de preocupação com os mecanismos de distribuição dos frutos de tal crescimento torna seu argumento bastante incompleto para os leitores interessados em aproveitá-los na formulação de planos de desenvolvimento.

Outros conceitos analíticos subjacentes às idéias de Emmanuel sobre desenvolvimento (treinamento e financiamento, por exemplo) recebem tratamento mais exaustivo. Assim, tecnologia distingue-se de ciência, por um lado, e de técnica, por outro. Por tecnologia se entende a capacidade de criar (ou escolher) técnicas diferentes e de instalar, usar e aperfeiçoar tais técnicas. Técnicas são, essencialmente, processos, enquanto tecnologia refere-se, de forma mais ampla, ao próprio conhecimento. Emmanuel adota uma visão convencional da diferença entre o conhecimento científico puro e a tecnologia, sendo aquele definido como o que não está aplicado na prática. Embora as definições do autor não sejam suficientes para resolver a falta de precisão que geralmente acompanha o uso do termo tecnologia na literatura, o livro pelo menos esclarece que

tecnologia e técnica são conceitos distintos e não sinônimos, como tão freqüentemente encontramos nas obras sobre esta matéria.

Ao desenvolver seu modelo analítico, o autor chama atenção para a hipótese de que o desenvolvimento (isto é, das forças produtivas) está condicionado pelo progresso tecnológico, que por sua vez encontra-se limitado pelo financiamento disponível. É neste ponto que a discussão toca pela primeira vez no papel das empresas multinacionais no processo de desenvolvimento e, sobretudo, na escolha e transferência de tecnologias. Argumenta-se que tais empresas, tradicionalmente alvo de duras críticas, poderiam contribuir para o desenvolvimento dos países pobres através do financiamento de tecnologias modernas que de outra forma não seriam disponíveis. Emmanuel enfrenta de peito aberto os críticos das empresas multinacionais e, sem dúvida, consegue elevar o nível científico do debate, apresentando uma análise rigorosa das relações dessas empresas com o processo de crescimento econômico nos países em desenvolvimento. O entusiasmo do autor para a polêmica, contudo, impede que ele veja qualquer aspecto negativo na atuação das empresas multinacionais em países em desenvolvimento. Caberia perguntar: será que tal participação estaria livre de problemas como, por exemplo, aqueles decorrentes da dependência em relação a decisões da matriz, restrições às exportações, etc., como o silêncio de Emmanuel parece indicar? A questão de dependência é, contudo, enfrentada de uma forma ampla e claramente crítica. Assim, são totalmente descartadas idéias como as de "autonomia tecnológica" ou "tecnologia nacional" em se tratando dos países em desenvolvimento. Segundo Emmanuel, a empresa multinacional desempenha a função de transferir tecnologias de ponta para os países da periferia e, portanto, abre-lhes uma oportunidade de "encurtar o caminho do desenvolvimento". Ao contrário dos que vêem o processo de industrialização da Europa no século passado como o "verdadeiro" caminho do desenvolvimento (em contraste com a industrialização "subdesenvolvida" contemporânea), Emmanuel chama atenção para a evidência de que, em plena revolução industrial a Inglaterra mal conseguiu manter uma taxa anual de crescimento de 1%, em grande parte porque sua tecnologia teve de ser desenvolvida autonomamente, com um ritmo lento, enquanto se acumulava capital. Como

exemplo de um país que se mostrou capaz de assimilar rapidamente tecnologias importadas e, dessa forma, romper a barreira do subdesenvolvimento, Emmanuel cita o caso do Japão. Sua argumentação é, contudo, puramente teórica, não levando em conta as condições históricas em que se deu a industrialização japonesa, especialmente no que diz respeito à consolidação de suas indústrias básicas pelo setor público, antes mesmo do advento e da exitosa adaptação das tecnologias ocidentais. A falta de tratamento histórico de casos como esse, corretamente criticada por Furtado na sua contribuição ao livro, revela-se também no tratamento da experiência brasileira: segundo o livro, a possibilidade de que o País torne-se ou não uma economia desenvolvida resumir-se-ia, em última análise, a uma mera questão de sorte.

Contrariando noções amplamente sustentadas, o autor enfatiza que as empresas multinacionais, longe de pretenderem a dominação e o controle dos mercados nos países em desenvolvimento, prefeririam deles se afastar. Nesse sentido, procurariam antes vender as patentes das suas tecnologias às empresas locais do que fazer, elas mesmas, o investimento direto nesses países. Em todo caso, a primeira opção seria sempre exportar diretamente do país sede.

Para tentar demonstrar que, *a priori*, não há um conflito de interesses entre tais empresas e os países em desenvolvimento, o autor cita a "deslealdade" de empresas automobilísticas multinacionais americanas, que romperam o boicote comercial decretado por seu governo contra Cuba e China, através de suprimentos àqueles países por suas sucursais na Europa. Mesmo se houver pontos de vista diferentes entre as empresas e os governos anfitriões nos países sedes, isto evidentemente não justifica a conclusão de que automaticamente haveria uma coincidência de interesses entre as empresas multinacionais e os países em desenvolvimento. Além disso, pelo fato de sua análise ser agregada demais, o livro apresenta, na opinião deste leitor, uma visão pouco realista, em que os países em desenvolvimento aparecem como se fossem um bloco monolítico sem conflitos internos. Para enriquecer a análise, seria importante discutir quais são os interesses *dentro* dos países em desenvolvimento que poderiam ou não ser coincidentes com os das multinacionais, e que conseqüências isso traz para o desenvolvimento desse país.

A apreciação das vantagens da transferência de tecnologias modernas para os países em desenvolvimento apresenta também uma contribuição bastante original para as questões financeiras da atualidade. Assim, no que diz respeito à questão do momento no Brasil, ou seja, a dívida externa, afirma que quando essa passa de uma importância crítica — e se supõe que este seja o caso brasileiro — ela não representa mais um problema para o país devedor, por passar a ser, por sua própria natureza e condição estrutural, uma dívida não-reembolsável. Não só o não-pagamento poderia conduzir a uma quebra do sistema financeiro internacional, mas também — e esta é a parte mais original do argumento — o seu reembolso implicaria uma recessão inaceitável para os países credores industrializados. Assim, por exemplo, para efetuar o reembolso ao longo de 10 anos os países credores teriam que suspender todo crédito novo, e os devedores teriam que desembolsar, via geração de *superavit* comercial com os países credores, o valor de US$ 100 bilhões anualmente (o necessário para amortizar uma dívida total de US$ 500 bilhões com depreciação e juros) . Para conseguir um *superavit* comercial desta magnitude, seria necessária uma inversão completa das relações comerciais entre os países devedores e os credores, já que são precisamente estes últimos que atualmente apresentam *superavit*. Para que os países devedores possam realizar o mencionado *superavit* comercial de US$ 100 bilhões anuais, os países credores industrializados teriam que dobrar as suas importações dos países devedores, ou então parar totalmente de exportar para aqueles países. Emmanuel calcula que um dos efeitos imediatos de tal inversão seria o de criar mais cinco milhões de desempregados nos países industrializados, isso sem se ter em conta os efeitos multiplicadores da conseqüente recessão. (Estes efeitos poderiam ser mitigados evidentemente por maiores investimentos internos dentro dos países credores industrializados, já que teria parado, em grande parte, a exportação de capital, aspecto que não foi tocado pela análise.) Esta análise leva o autor à conclusão paradoxal de que as economias industrializadas não poderiam suportar o reembolso da dívida, fortalecendo, assim, a posição dos países devedores nas negociações financeiras para poder eventualmente obter mais financiamento e, dessa forma, maior transferência de tecnologia.

O tratamento dado às questões relacionadas com a transferência de tecnologia representa, a meu ver, a parte mais interessante e original do livro. Não seria evidentemente justo, porém, que se esperasse encontrar nele receitas fáceis ou fórmulas simples para combater o subdesenvolvimento, mas, mesmo assim, uma reflexão sobre estas questões, a partir de uma leitura do livro, poderia levar ao enriquecimento do debate sobre o assunto.

No que diz respeito à criação de tecnologia, tema do terceiro capítulo, o autor procura desmistificar algumas noções sobre tecnologias denominadas "nacionais" e "apropriadas". Como exemplo cita a experiência de um programa de cooperação técnica sueca na África, muito criticado pelo projeto de uma casa cujo teto teve especificações técnicas (e conseqüentemente materiais) capazes de resistir ao peso da neve em plena África equatorial. Atrás da insensatez aparente do caso, Emmanuel chama a atenção para a possibilidade de que um novo projeto para a casa, a alteração da linha de produção dos pré-fabricados, etc., poderiam resultar numa elevação de custo muito maior que aquela decorrente do "desperdício" de materiais "excessivos" que fariam o teto resistente à neve. E conclui com uma citação de S. B. Linder (*An essay on trade and transformation*, Stockholm, 1961, p. 75): "É racional ser irracional quando o custo de descobrir o que é racional é mais alto do que o custo de ser irracional".

Na discussão sobre o problema da proporção de fatores (Capítulo 4), encontram-se algumas das posições mais polêmicas do livro, demonstrando o autor um total descaso pelo problema do emprego nos países em desenvolvimento. Segundo Emmanuel, decisões sobre mudanças de técnicas de produção deveriam basear-se principalmente na avaliação do seu impacto sobre as relações produto/mão-de-obra e produto/capital. Técnicas que levem a aumentos dessas relações seriam consideradas apropriadas, não importando as implicações que tenham sobre o nível de emprego. Este problema está colocado pelo autor no plano da luta de classe, algo que aparentemente não interessa ao argumento principal que se refere ao *total* da produção independentemente dos meios de distribuição dos frutos da mesma. Cabe notar que o autor não considera as limitações impostas pelo tamanho do mercado nos países em desenvolvimento.

Além disso, não deveria escapar à atenção do leitor que o conceito de desenvolvimento do autor — em relevar o problema desemprego subemprego por estar calcado na hipótese de um sistema de seguro-desemprego ao estilo europeu (uma premissa que consta dos seus modelos analíticos para explicar a subsistência e reprodução das classes de desempregados e subempregados) — revela, portanto, um desconhecimento total da situação real dos países em desenvolvimento.

Seu descaso para com o problema de emprego aparece no exemplo teórico que constrói para o caso da Índia. Aí se postula que seria possível produzir mais riqueza empregando apenas 10% da população em idade ativa da Índia a níveis de produtividade da Suécia do que tratar de empregar todos. Mesmo porque neste último caso o nível salarial mal chegaria ao necessário para a subsistência. O enfoque adotado resume-se na frase: "A meta não é a de empregar gente, seja qual for o seu custo, mas sim a de dar-lhes algo para comer (p. 83). Todo estudioso do desenvolvimento deveria estar de acordo com a idéia de que alimentar a sua população deve ser um dos objetivos básicos do desenvolvimento de qualquer país, mas isto jamais se conseguiria simplesmente através da produção de um excedente, pois certamente ele não chegaria às mãos dos famintos potenciais. Numa economia capitalista de salários, o emprego representa, para muitos, a única forma de conseguir meios para cobrir as necessidades básicas das suas famílias, fato totalmente ignorado no livro. Implicitamente, porém, a importância da questão emprego é reconhecida na sua menção ao fato de que, ao contrário do que se supõe na literatura, produtos "de luxo" introduzidos por empresas multinacionais (como, por exemplo, eletrodomésticos) geram mais empregos que os chamados produtos "populares" (como, por exemplo, cigarros e bebidas). Apesar dessas referências casuais, permanece uma grave omissão: a falta de tratamento explícito dos mecanismos de repartição da riqueza produzida num país em desenvolvimento. Essa ausência deixa incompleto o modelo de desenvolvimento de Emmanuel para fins de planejamento.

Talvez o mais interessante neste livro seja que mais de um terço do seu texto é dedicado a discussões com comentaristas. Seu conteúdo enriquece-se, primeiro, com a colocação de pontos de vista

diferentes e, segundo, com os maiores esclarecimentos fornecidos pelo autor. Interessará especialmente ao leitor brasileiro os comentários críticos de Celso Furtado.

Como já mencionamos, Furtado critica o trabalho por ser pouco histórico e demasiado teórico no seu enfoque do caso brasileiro, especialmente na comparação deste com a situação da Inglaterra de 1840. Enquanto Furtado argumenta que, apesar de ter mantido altas taxas de crescimento, o Brasil não conseguiu desenvolver-se plenamente devido à sua condição específica de dependência (distinta da condição autônoma da economia da Inglaterra no século passado), Emmanuel atribui a falta de desenvolvimento ao fato de que o Brasil realmente cresceu com taxas altas apenas durante um curto período de tempo (pouco mais de 10 anos). Neste sentido, o Brasil ainda não teve tempo suficiente para romper a barreira de subdesenvolvimento. Ao defender a sua comparação entre o Brasil de hoje e a Inglaterra de 1840, o autor cita o nível de renda *per capita*, que é similar nos dois casos (talvez com ênfase excessiva neste indicador, que, sendo uma média aritmética, não permite retratar a diversidade interna em cada caso).

Elaborando sua teoria em resposta às críticas de Furtado, o autor explica que, para um país desenvolver-se dentro do sistema capitalista, é necessária a existência de uma periferia passível de exploração. Se a economia brasileira dispusesse dessa periferia, ela teria condições para fazer o salto ao desenvolvimento. Se, na realidade, ela pode ou não, não há indicações no livro. Este é mais um caso onde a análise de Emmanuel poderia ter sido enriquecida por um maior conhecimento da estrutura real do seu exemplo, neste caso a economia brasileira, com sua condição de criar uma "periferia interna", por exemplo.

O outro comentarista, professor Hartmut Elsenhans, faz observações específicas sobre o trabalho. Mais especificamente, enfatiza as distorções no mercado de fatores dos países em desenvolvimento, negadas por Emmanuel. Para o comentarista, estas distorções poderiam levar o mercado a dar falsos sinais, levando a uma avaliação incorreta da rentabilidade de um projeto. Menciona, por exemplo, distorções criadas por políticas cambiais que visam baratear o capital e políticas que aumentam o preço da mão-de-obra.

A resposta de Emmanuel é simplesmente uma expressão de surpresa: com níveis de salários reais tão baixos (em comparação com os da Europa), como se pode considerá-los altos! Mais uma vez um melhor conhecimento das condições reais, neste caso as de subsistência mínima nos países em desenvolvimento (que são notavelmente inferiores aos níveis oficiais de salários, não obstante o seu baixo padrão em termos de modelos internacionais), enquadraria melhor o trabalho dentro da realidade dura de subdesenvolvimento.

Independentemente das limitações e crítica, a qualidade do livro como um todo recomenda a sua leitura. O trabalho está repleto de idéias ao mesmo tempo originais e polêmicas, estimulando o leitor a repensar muitas noções previamente tidas como fatos consumados. Seu conteúdo toca nas grandes questões do momento, como emprego e dívida externa, e nesse sentido o livro é muito oportuno para o caso brasileiro, sem deixar, contudo, de ter um valor mais universal, cujas conseqüências transcendem o atual momento de crise. As críticas dos comentaristas não só enriquecem o conteúdo do livro, mas também o livram de qualquer caráter doutrinário. Na atual crise econômica mundial, pode-se entender a tentação em todos os países para buscar soluções que impliquem virar as costas para a economia mundial. Provavelmente mais que nada, o livro de Emmanuel mostra como, sendo hoje inviável o fechamento das fronteiras econômicas, é imprescindível o correto entendimento dos mecanismos das relações econômicas internacionais. A objetividade de sua análise poderia servir como exemplo e estimular respostas novas e concretas para atender o desafio do desenvolvimento.

# PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

## Índice do volume 13, 1983

### ARTIGOS E RESENHAS (por ordem de paginação)


Confissões de um dissidente: a estratégia do desenvolvimento reconsiderada ........................ *Albert Hirschman* 1

A dinâmica de salários e preços na economia brasileira: 1966/81 .................................. *Eduardo M. Modiano* 39

Indexação, choque externo e nível de atividade: notas sobre o caso brasileiro .................. *Francisco L. Lopes* e .............................. *Eduardo M. Modiano* 69

Distribuição de renda e padrões de crescimento: um modelo dinâmico da economia brasileira ........ *Regis Bonelli* e .............................. *Paulo Vieira da Cunha* 91

Comportamento oligopolista e controle de preços industriais: o caso do gênero material de transporte — 1969/82 .... .......................... *Claudio Monteiro Considera* 155

O crescimento de empresas multinacionais e nacionais privadas na indústria de transformação: 1968/80 .......... .................................. *Reinaldo Gonçalves* 181

Uma análise de processo decisório no Setor Público: o caso do Conselho de Desenvolvimento Econômico — 1974/81 .............................. *Jorge Vianna Monteiro* 207

Emprego e relações de trabalho na agricultura brasileira: uma análise dos dados censitários de 1960, 1970 e 1975 .... ........ *José Graziano da Silva* e *Angela A. Kageyama* 235

Elasticidades de Engel para dispêndios familiares na cidade do Rio de Janeiro: outro método de estimação .......... .................................. *Rodolfo Hoffmann* 267

Elasticidades de Engel para dispêndios familiares na cidade do Rio de Janeiro: outro método de estimação — comentários .................................... *José W. Rossi* 275

Disponibilidade de alimentos e efeitos distributivos: Brasil, 1967/79 — correção de dados ........................ ........................ *Fernando B. Homem de Melo* 285

A crise do "bom patrão", de Paulo Rabello de Castro, ed. (Resenha) .................... *Jorge Vianna Monteiro* 291

The political economy of international finance, de Eugène L. Versluysen (Resenha) .................. *Jeff Frieden* 301

Energia e economia: um modelo integrado para o Brasil .... ............................ *Eduardo M. Modiano* 307

Crescimento econômico e mudança ocupacional: uma crítica à hipótese dualista ............ *Paulo Vieira da Cunha* 365

Salário mínimo e distribuição de renda no Brasil: uma análise do setor de construção civil .......... *Andrés Drobny* e ........................................ *John Wells* 415

Políticas de estabilização na América Latina: modelos de uso corrente e suas experiências fracassadas ................ ................................ *Eliana A. Cardoso* 465

Elementos para uma avaliação do monetarismo no Cone Sul ................................. *Edmar L. Bacha* 489

Fontes de crescimento das exportações brasileiras na década de 70 ...................... *Maria Helena T. T. Horta* 507

Incentivos às exportações e as vendas no mercado interno: análise da política comercial e da discriminação contra as exportações — 1980/81 .......... *William G. Tyler* 543

Preços e distribuição em Sraffa: uma reconsideração ........ ............................. *Mario Luiz Possas* 575

Fronteira, frentes e a evolução recente da ocupação da força de trabalho rural no Centro-Oeste ................ ................................ *Charles C. Mueller* 619

An evolutionary theory of economic change, de Richard R. Nelson e Sidney G. Winter (Resenha) ........ ........ ........................ *José Tavares de Araujo Jr.* 661

Proálcool, energia e transportes, de F. Homem de Melo e Eduardo G. da Fonseca (Resenha) ................ ............................ *Léo da Rocha Ferreira* 667

Inovação tecnológica e ciclos de Kondratiev .............. ............. *Nathan Rosenberg* e *Claudio R. Frischtak* 675

Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo ................ *Helson C. Braga* e *Ricardo A. Markwald* 707

O regime de *drawback* nas exportações de manufaturados e a balança comercial do Brasil .... *Alberto Roque Musalem* 745

Os salários na indústria brasileira: um estudo sobre diferenciação .................. *José Cláudio Ferreira da Silva* 763

Variações de demanda, estrutura de custos e margem bruta de lucros no Brasil: 1974/81 ...... *José Marcio Camargo* e ...................................... *Elena Landau* 805

Instabilidade da renda e estabilização de preços agrícolas .... ............................ *Fernando Homem de Melo* 829

Perspectivas sobre pobreza e desigualdade de renda no Brasil .................. *David Denslow, Jr.* e *William G. Tyler* 863

A progressividade do IRPF e o seu efeito redistributivo .... .................... .................. *José W. Rossi* 905

O problema da agregação de capital: uma crítica ao modelo de inovações induzidas de Hayami e Ruttan ............ .......................... *Fernando Maida Dall'Acqua* 921

Emprego e relações de trabalho na agricultura brasileira: uma análise dos dados censitários de 1960, 1970 e 1975 – notas adicionais ................ *José Graziano da Silva* e ................................ *Angela A. Kageyama* 945

Labor markets and inequitable growth: the case of authoritarian capitalism in Brazil, de Samuel A. Morley (Resenha) ..................... ............ *Eliana A. Cardoso* 949

Appropriate or underdeveloped technology?, de Arghiri Emmanuel (Resenha) ......................... *Roy Gilbert* 955

## AUTORES (por ordem alfabética)

*Araujo Jr., José Tavares de* ... ........................... 661

*Bacha, Edmar L.* Elementos para uma avaliação do monetarismo no Cone Sul .............................. 489

*Bonelli, Regis.* Distribuição de renda e padrões de crescimento: um modelo dinâmico da economia brasileira .......... 91

*Braga, Helson C.* Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo .............................. 707

*Camargo, José Marcio.* Variações de demanda, estrutura de custos e margem bruta de lucros no Brasil: 1974/81 .... 805

*Cardoso, Eliana A.* Políticas de estabilização na América Latina: modelos de uso corrente e suas experiências fracassadas .. 465

*Cardoso, Eliana A.* ................................ 949

*Castro, Paulo Rabello de*, ed. A crise do "bom patrão" (Resenha) ........................... .................. 291

*Considera, Claudio Monteiro.* Comportamento oligopolista e controle de preços industriais: o caso do gênero material de transporte — 1969/82 .......................... 155

*Dall'Acqua, Fernando Maida.* O problema da agregação de capital: uma crítica ao modelo de inovações induzidas de Hayami e Ruttan ................................ 921

*Denslow, Jr., David.* Perspectivas sobre pobreza e desigualdade de renda no Brasil ................................ 863

*Drobny, Andrés.* Salário mínimo e distribuição de renda no Brasil: uma análise do setor de construção civil ........ 115

*Emmanuel, Arghiri.* Appropriate or underdeveloped technology? (Resenha) .................................... 955

*Ferreira da Silva, José Cláudio.* Os salários na indústria brasileira: um estudo sobre diferenciação ................ 763

*Ferreira, Léo da Rocha* ........................................ 667

*Fonseca, Eduardo G. da.* Proálcool, energia e transportes (Resenha) .................................................. 667

*Frieden, Jeff* .................................................. 301

*Frischtak, Claudio R.* Inovação tecnológica e ciclos de Kondratiev ........................................................ 675

*Gilbert, Roy* .................................................. 955

*Gonçalves, Reinaldo.* O crescimento de empresas multinacionais e nacionais privadas na indústria de transformação: 1968/80 ........................................................ 181

*Graziano da Silva, José.* Emprego e relações de trabalho na agricultura brasileira: uma análise dos dados censitários de 1960, 1970 e 1975 ........................................ 235

*Graziano da Silva, José.* Emprego e relações de trabalho na agricultura brasileira: uma análise dos dados censitários de 1960, 1970 e 1975 — notas adicionais .................. 945

*Hirschman, Albert.* Confissões de um dissidente: a estratégia do desenvolvimento reconsiderada .................. 1

*Hoffmann, Rodolfo.* Elasticidades de Engel para dispêndios familiares na cidade do Rio de Janeiro: outro método de estimação ........................................................ 267

*Homem de Melo, Fernando B.* Disponibilidade de alimentos e efeitos distributivos: Brasil, 1967/79 — correção de dados 285

*Homem de Melo, F.* Proálcool, energia e transportes (Resenha) 667

*Homem de Melo, Fernando.* Instabilidade da renda e estabilização de preços agrícolas ........................ 829

*Horta, Maria Helena T. T.* Fontes de crescimento das exportações brasileiras na década de 70 ........................ 507

*Kageyama, Angela A.* Emprego e relações de trabalho na agricultura brasileira: uma análise dos dados censitários de 1960, 1970 e 1975 ........................ 235

*Kageyama, Angela A.* Emprego e relações de trabalho na agricultura brasileira: uma análise dos dados censitários de 1960, 1970 e 1975 — notas adicionais ........................ 945

*Landau, Elena.* Variações de demanda, estrutura de custos e margem bruta de lucros no Brasil: 1974/81 ........................ 805

*Lopes, Francisco L.* Indexação, choque externo e nível de atividade: notas sobre o caso brasileiro ........................ 69

*Markwald, Ricardo A.* Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo ........................ 707

*Modiano, Eduardo M.* A dinâmica de salários e preços na economia brasileira: 1966/81 ........................ 39

*Modiano, Eduardo M.* Indexação, choque externo e nível de atividade: notas sobre o caso brasileiro ........................ 69

*Modiano, Eduardo M.* Energia e economia: um modelo integrado para o Brasil ........................ 307

*Monteiro, Jorge Vianna.* Uma análise de processo decisório no Setor Público: o caso do Conselho de Desenvolvimento Econômico — 1974/81 ........................ 207

*Monteiro, Jorge Vianna* ........................ 291

*Morley, Samuel A.* Labor markets and inequitable growth: the case of authoritarian capitalism in Brazil (Resenha) .... 949

*Mueller, Charles C.* Fronteira, frentes e a evolução recente da ocupação da força de trabalho rural no Centro-Oeste .. 619

*Musalem, Alberto Roque.* O regime de *drawback* nas exportações de manufaturados e a balança comercial do Brasil . . . 715

*Nelson, Richard R.* An evolutionary theory of economic change (Resenha) . . . 661

*Possas, Mario Luiz.* Preços e distribuição em Sraffa: uma reconsideração . . . 575

*Rosenberg, Nathan.* Inovação tecnológica e ciclos de Kondratiev 675

*Rossi, José W.* Elasticidades de Engel para dispêndios familiares na cidade do Rio de Janeiro: outro método de estimação — comentários . . . 275

*Rossi, José W.* A progressividade do IRPF e o seu efeito redistributivo . . . 905

*Tyler, William G.* Incentivos às exportações e às vendas no mercado interno: análise da política comercial e da discriminação contra as exportações — 1980/81 . . . 513

*Tyler, William G.* Perspectivas sobre pobreza e desigualdade de renda no Brasil . . . 863

*Versluysen, Eugène L.* The political economy of international finance (Resenha) . . . 301

*Vieira da Cunha, Paulo.* Distribuição de renda e padrões de crescimento: um modelo dinâmico da economia brasileira 91

*Vieira da Cunha, Paulo.* Crescimento econômico e mudança ocupacional: uma crítica à hipótese dualista . . . 365

*Wells, John.* Salário mínimo e distribuição de renda no Brasil: uma análise do setor de construção civil . . . 415

*Winter, Sidney G.* An evolutionary theory of economic change (Resenha) . . . 661

ISSN — 0100-0551

Pesquisa e planejamento econômico. v. 1 —

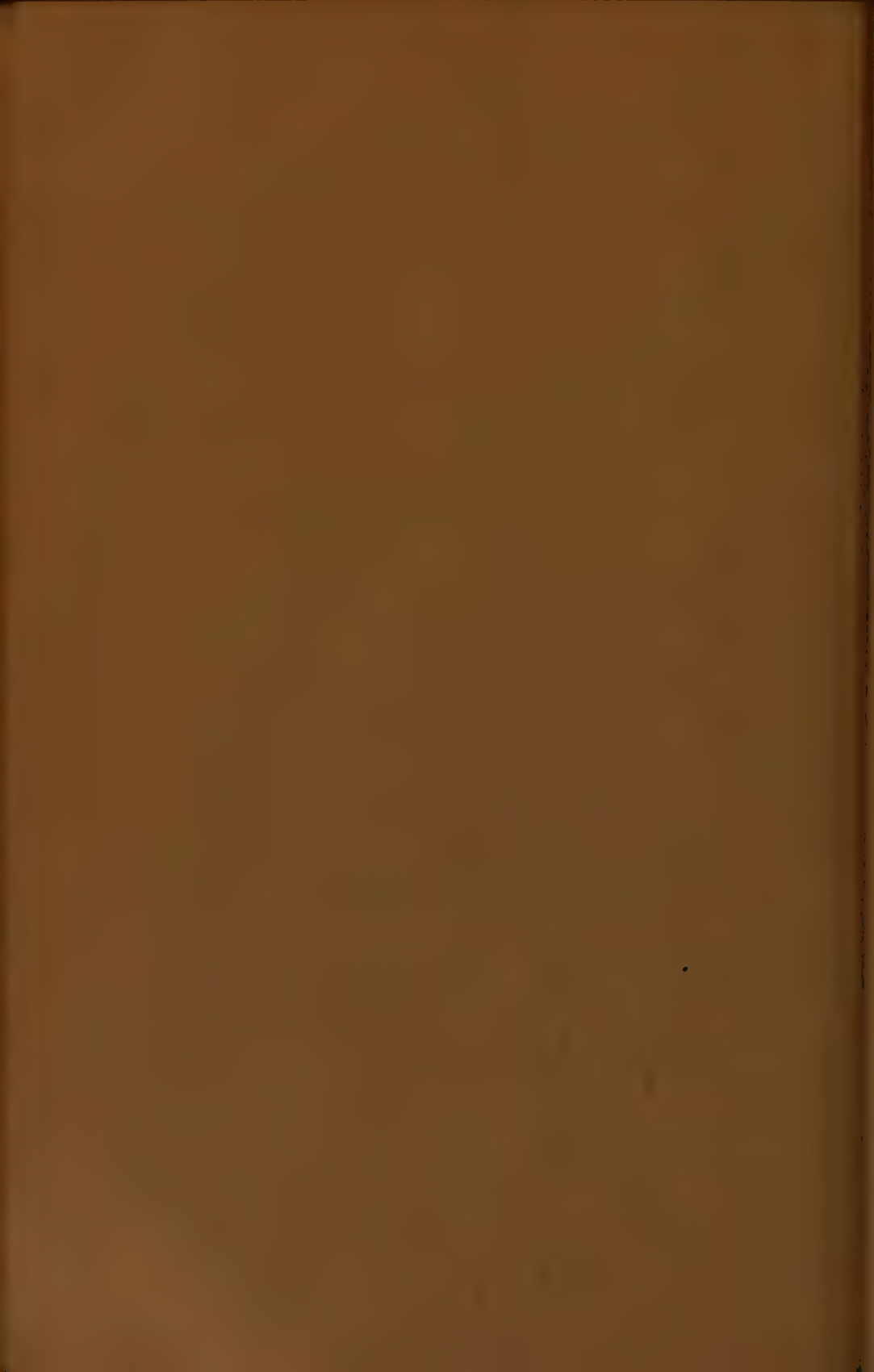
n. 1 — jun. 1971 — Rio de Janeiro,
Instituto de Planejamento Econômico e Social, 1971 —

v. — quadrimestral

Título anterior: Pesquisa e Planejamento v. 1, n. 1 e 2, 1971.
Periodicidade anterior. Semestral de 1971-1975.

1. Economia — Pesquisa — Periódicos. 2. Planejamento Econômico — Brasil. I. Brasil. Instituto de Planejamento Econômico e Social.

CDD 330.05

CDU 33(81) (05)

## NOTA AOS COLABORADORES DE "PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO"

1. A revista só aceita matérias inéditas, tanto no País como no exterior.
2. O autor deve enviar duas cópias do trabalho, as quais não serão devolvidas, sendo que a revista só se responsabiliza pelas colaborações diretamente endereçadas ao Editor-Chefe.
3. As colaborações não são remuneradas. Cada autor receberá, sem qualquer ônus, 20 (vinte) separatas do seu próprio trabalho e 3 (três) exemplares do número completo da revista em que saiu publicado.
4. A revista aceita originais em inglês, francês e espanhol e encarrega-se de sua versão para o português. Se a tradução da matéria não for revista pelo autor, ao sair publicada será feita a ressalva: "Tradução não revista pelo autor". No caso de autores brasileiros, somente em última instância a revista encarrega-se da tradução para o português de artigos apresentados em língua estrangeira. Os trabalhos, no entanto, serão avaliados para publicação na língua original.
5. O trabalho deve ser datilografado em espaço dois, com margem de 3 a 4 cm à esquerda, bem como na parte superior e inferior de cada lauda, não podendo haver rasuras ou emendas que dificultem a leitura e a compreensão do texto.
6. Cada trabalho deverá vir acompanhado por um resumo de cerca de 100 palavras que permita uma visão global e antecipada do assunto tratado.
7. A nitidez é requisito indispensável, principalmente no caso de Gráficos, Mapas e Tabelas. Se houver necessidade, a própria revista providenciará a redução dos mesmos.
8. As fórmulas matemáticas devem ser datilografadas no próprio texto, com clareza, não podendo oferecer dupla interpretação (ex.: não confundir o algarismo 1 com a letra l). Quando incluir número significativo de expressões matemáticas, o trabalho deverá ser acompanhado de relação que discrimine e descreva pormenorizadamente as variáveis envolvidas, de forma a permitir sua conversão para uma notação gráfica padronizada (esta relação, a ser encaminhada em folha separada, não será publicada). Quando deduções de fórmulas tiverem sido abreviadas, o autor deverá apresentar a derivação completa em folha separada (que também não será publicada).
9. As indicações bibliográficas no próprio texto ou em notas de pé de página deverão obedecer, como exemplo, à forma "Hicks (1939)" ou "Hicks (1939, pp. 36-7)". A referência completa deverá ser apresentada **no fim do artigo**, em ordem alfabética, contendo: no caso de livros — autor(es), título completo, nome e número da série ou coleção (se houver), edição, local, editora, ano da publicação; no caso de artigos de periódicos — autor(es), título completo do artigo, título completo do periódico, local, número e volume, número das páginas, mês e ano da publicação.

Exemplos:

HICKS, J. H. **Value and capital.** Oxford, Clarendon Press. 1974.

HICKS, J. H. Mr. Keynes and the "classics": a suggested interpretation. **Econometrica,** 5(3):147-55, abr. 1937.

HICKS, J. H. Ricardo's theory of distribution. In: PESTON, M., e CONY, B., eds. **Essays in honour of Lord Robbins.** Londres, Weidelfeld, 1972.

# Revista de Economia Política

CENTRO DE ECONOMIA POLÍTICA
Av. Roberto Lorenz, 250 — 05611 — São Paulo (SP)

Vol. 4, n.º 1 (jan./mar. 1934)

SUMÁRIO

**Artigos**

"Fatores Aceleradores, Mantenedores e Sancionadores da Inflação"
Luiz Carlos Bresser Pereira e Yoshiaki Nakano

"Evolução Recente e Perspectivas da Economia Mexicana"
Jaime Ross

"Produção de Energia e Modernização do Vale do São Francisco"
Manoel Correia de Andrade

"Orçamento das Estatais e Controle Político"
Luiz Carlos Merege e Ricardo Toledo Neder

"Notas sobre a Constituição do Capitalismo na Rússia: Da Emancipação dos Servos à Grande Indústria"
Fabrício Augusto de Oliveira

"Dualidade e Ciclo Longo"
Ignácio M. Rangel

**Artigo Resenha**

"A Internacionalização da Produção: Uma Teoria Geral?"
Reinaldo Gonçalves

**Notas e Comentários**

"Keynes e o Fim do 'Laissez-Faire'"
Luiz Antônio de Oliveira Lima

"Notas sobre Desenvolvimento Industrial e Política Econômica no Brasil na Década de 30"
Wilson Suzigan

**Documentos**

— III Carta de Intenções do Governo Brasileiro ao Fundo Monetário Internacional
— Memorando Técnico de Entendimento
— Adendo à III Carta de Intenções

Criado em 1973, o PNPE tem como finalidade precípua estimular a produção científica, através da promoção da pesquisa acadêmica individual na área de Economia. As entidades promotoras do PNPE são: IPEA, FINEP, BNDES, IBGE e CNPq. A princípio, o Programa foi administrado pelo antigo BNDE e, a partir de 1975, passou a ser gerido pelo Instituto de Pesquisas (INPES) do IPEA.

## FINANCIAMENTOS OFERECIDOS EM 1984

### NOVAS MODALIDADES

*Projetos — Temas de Política Econômica*

Temas para 1984:

- **Políticas Industrial e de Comércio Exterior**
- **Política Agrícola**

Inscrições: *até 31 de março*
Resultados: *até 30 de abril*

Pesquisas cujos resultados possam contribuir para a formulação e reformulação de políticas públicas em áreas consideradas prioritárias pelo Governo. Podem inscrever-se projetos individuais ou em equipe, inclusive teses de doutorado, com duração máxima de 12 meses. A remuneração dos pesquisadores será paga sob a forma de direitos autorais.

*Teses — Bolsas Especiais*

Inscrições: *até 31 de agosto*
Resultados: *até 30 de setembro*

Projetos de tese que tenham por objeto os seguintes temas: *políticas industrial e de comércio exterior* e *desenvolvimento econômico e previdência social*, com duração de 12 meses para mestrado e de 24 meses para doutorado. O valor da bolsa será fixado em setembro e reajustado em março de cada ano. É necessário que os projetos tenham sido aprovados pelos respectivos centros de pós-graduação, através dos quais deverão ser feitas as inscrições. Poderão também inscrever-se, como um único projeto, três ou mais teses sobre o mesmo tema, orientadas pelo mesmo professor, ao qual serão pagos honorários.

*Projetos em Fase de Finalização*

Inscrições: *até 31 de março*
Resultados: *até 30 de junho*

Pesquisas que, apesar de concluídas, ainda não tenham sido redigidas ou, mesmo que redigidas em sua forma final, ainda não tenham sido publicadas, admitindo-se também, com vistas a uma versão ampliada e atualizada, trabalhos já publicados. O PNPE comprará os direitos autorais de acordo com a praxe do mercado livreiro e publicará a obra em uma das coleções do IPEA ou mediante co-edição.

### MODALIDADES EM CURSO

*Projetos — Tema Livre*

1ª Seleção:
Inscrições: *até 28 de fevereiro*
Resultados: *até 31 de março*

2ª Seleção:
Inscrições: *até 31 de julho*
Resultados: *até 31 de agosto*

Projetos individuais (admite-se co-autoria), de cunho acadêmico, com duração máxima de 12 meses, sobre tema da livre escolha do candidato. Podem concorrer também livros-textos, dando-se preferência àqueles que, de alguma forma, relacionem a matéria com a realidade brasileira.

*Teses — Bolsas Convencionais*

1ª Seleção:
Inscrições: *até 31 de março*
Resultados: *até 30 de abril*

2ª Seleção:
Inscrições: *até 31 de agosto*
Resultados: *até 30 de setembro*

Projetos de tese aprovados pelos respectivos centros de pós-graduação, com duração máxima de nove meses para mestrado e de 18 meses para doutorado. As inscrições devem ser feitas por intermédio dos centros de pós-graduação. O valor da bolsa é fixado em níveis equivalentes aos das bolsas da CAPES e do CNPq e atualizado uma vez por ano, no mês de março.

Pedidos de informação:
Secretaria-Executiva do PNPE — Instituto de Pesquisas (INPES) do IPEA
Av. Pres. Antônio Carlos, 51 — 16.º andar — Castelo
CEP 20.020 — Rio de Janeiro (RJ)
Telefone: (021) 220-4078

formulário para assinatura da revista

**Pesquisa e Planejamento Econômico**

Desejo ser assinante, por 1 ano, da revista **Pesquisa e Planejamento Econômico**. Estou enviando, junto com este formulário, o cheque n.º ———, do Banco ———————————, em nome do "Instituto de Planejamento Econômico e Social (IPEA)", **pagável na praça do Rio de Janeiro**, no valor de Cr$ 3.000,00 (três mil cruzeiros).

Nome: ——————————————————

Rua: —————————————————— n.º ———

Bairro: —————————————— CEP ———

Cidade: —————————————— Estado ———

assinatura do pretendente

**Recorte e envie este formulário para:**

IPEA — Serviço Editorial
Av. Pres. Antônio Carlos, 51/13.º andar
Caixa Postal 2672
20020 — Rio de Janeiro (RJ)

# próximas edições do ipea*

**Estrutura industrial no Brasil: concentração e diversificação** — Sergio Buarque de Holanda Filho

**A inflação brasileira no pós-guerra: monetarismo** versus **estruturalismo** — Fernando de Holanda Barbosa

**Das oligarquias agrárias ao predomínio urbano-industrial: um estudo do processo de formação de políticas agrícolas no Brasil** — Charles C. Mueller

**Microeconomia: teoria, modelos econométricos e aplicações à economia brasileira** — Fernando de Holanda Barbosa

**Industrialização e desenvolvimento regional: a nova indústria do Nordeste** — Antonio Rocha Magalhães

**Engenharia e consultoria no Brasil e no Grupo Andino: possíveis áreas de cooperação** — Projeto de pesquisa conjunta IPEA/CEPAL

**Política e financiamento do sistema de saúde brasileiro: uma perspectiva internacional** — William Paul McGreevey, Lúcia Pontes de Miranda Baptista, Vitor Gomes Pinto, Sérgio Francisco Piola e Solon Magalhães Vianna

**Saúde para poucos ou para muitos: o dilema da zona rural e das pequenas localidades** — Vitor Gomes Pinto

**Brazilian Economic Studies**, n.º 7

**Literatura Econômica**, vol. 6, n.º 1 (jan./fev. 1984)

**Literatura Econômica**, vol. 6, n.º 2 (mar./abr. 1984)

* Títulos provisórios

# outras publicações do ipea




IMPRESSO NO CENTRO
DE SERVIÇOS GRÁFICOS DO IBGE